

ОБРАБОТКА АКУСТИЧЕСКИХ СИГНАЛОВ.
КОМПЬЮТЕРНОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ

УДК 681.7:534.91

ЛОКАЛИЗАЦИЯ ИСТОЧНИКА ЧАСТИЧНО КАЛИБРОВАННОЙ
АНТЕННОЙ РЕШЕТКОЙ, РАБОТАЮЩЕЙ В УСЛОВИЯХ НЕПОЛНОЙ
ИНФОРМАЦИИ О КАНАЛЕ РАСПРОСТРАНЕНИЯ

© 2018 г. А. Г. Сазонтов^{a, b, *}, И. П. Смирнов^a

^aИнститут прикладной физики РАН
603600 Нижний Новгород, ул. Ульянова 46

^bНижегородский государственный университет им. Н.И. Лобачевского
603022 Нижний Новгород, просп. Гагарина 23

*e-mail: sazonov@hydro.appl.sci-nnov.ru

Поступила в редакцию 23.01.2017 г.

Построен робастный алгоритм типа Кейпона, позволяющий локализовать источник частично-калиброванной антенной решеткой в условиях неполной информации о среде распространения. Представлены результаты статистического моделирования, показывающие точности оценивания координат источника и вероятности его правильного обнаружения. Приведена экспериментальная апробация предложенного способа, демонстрирующая его работоспособность в акватории Ладожского озера.

Ключевые слова: локализация источника, антенная решетка, частично калиброванные подрешетки, робастный алгоритм, статистическое моделирование, экспериментальная апробация

DOI: 10.7868/S0320791918010161

1. ВВЕДЕНИЕ

Локализации источника в подводном звуковом канале является одной из важных прикладных задач подводной акустики [1–3]. Однако ее решение, основанное на методе согласованного поля, сталкивается с трудностями принципиального характера. Причина этого состоит в том, что используемый подход чрезвычайно чувствителен к знанию как геометрии приемной антенной решетки (АР), так и параметров морской среды, поэтому существующее всегда несоответствие (рассогласование) между принятым звуковым полем и его расчетной моделью может привести к некорректному решению обратной задачи в натуральных условиях.

Для повышения точности оценивания координат и получения высокой разрешающей способности желательно использовать пространственно-развитые антенные системы, состоящие из отдельных подрешеток. Однако при практической реализации такого класса крупноапертурных антенн возникают естественные технические трудности, связанные с калибровкой всей АР. В связи с этим в литературе получили распространение методы, позволяющие локализовать источник без знания взаимного расположения подрешеток и их взаимной амплитудно-фазовой калибровки [4–8].

Вместе с тем, в реальных условиях не только геометрия АР, но и истинные параметры среды априори неизвестны, а следовательно, рассчи-

танная реплика сигнала всегда отличается от принятой на величину некоторой ошибки, обусловленной неточным знанием характеристик канала (профиля скорости звука, глубины волновода, параметров грунта). Для частичной компенсации эффекта рассогласования в акустике океана предложен ряд адаптивных методов (см., например, [9–13]), применение которых позволяет несколько повысить качество восстановления источника. Однако подавляющее большинство этих алгоритмов использует трудоемкую процедуру одновременного поиска как искомым координат, так и неизвестных параметров волновода. В этой связи возникает необходимость разработки устойчивых методов решения обратной задачи, позволяющих снизить вычислительные затраты.

Следует отметить, что в последнее десятилетие в общей теории адаптивных АР интенсивно развивается научное направление, связанное с построением робастных алгоритмов, учитывающих отличие ожидаемой реплики от истинной и позволяющих минимизировать эффекты рассогласования (см., например, [14–17]). Такой подход рассчитан на наихудший сценарий приема; он предполагает ограниченность по норме соответствующего вектора рассогласования, при этом адаптация к условиям априорной неопределенности параметров канала заключается в нахождении оптимального сигнального вектора, обеспечивающего максимум выходной мощности про-

цессора и удовлетворяющего наложенным на него ограничениям.

В настоящей работе в рамках наихудшего сценария построен робастный алгоритм типа Кейпона, предназначенный для локализации источника частично калиброванной АР, работающей в условиях неполной информации о канале распространения. Представлены результаты статистического моделирования и экспериментальной апробации предложенного метода, характеризующие его работоспособность в реальной мелководной акватории.

2. ПОСТАНОВКА ЗАДАЧИ. ИСХОДНЫЕ СООТНОШЕНИЯ

Пусть в точке с координатами $\theta = (r_0, z_0)^T$ волноводного канала расположен узкополосный источник звука, излучающий шумовой сигнал с огибающей $s(t)$, представляющий собой статистически стационарный случайный процесс с нулевым средним значением и дисперсией σ_s^2 . (Верхний индекс T обозначает операцию транспонирования.) Прием осуществляется N -элементной вертикальной АР, состоящей из K линейных неперекрывающихся подрешеток, имеющих по N_k элементов, расположенных на горизонтах $\{z_j^{(k)}\}_{j=1}^{N_k}$. (Начало координат по дальности выбрано в месте установки АР.)

В узкополосном приближении полное поле на входе АР характеризуется N -мерным выборочным вектором наблюдения \mathbf{x}_l :

$$\mathbf{x}_l = s_l \mathbf{a}(\theta) + \mathbf{n}_l, \quad l = 1, 2, \dots, L, \quad (1)$$

где l – номер выборочного отсчета, $\mathbf{a}(\theta)$ – пространственный N -мерный сигнальный вектор АР, \mathbf{n}_l – выборочный N -мерный вектор аддитивного шума, а L – объем выборки.

При последующем анализе будем предполагать, что отдельные подрешетки являются калиброванными, но их взаимная амплитудно-фазовая калибровка априори неизвестна. В этом случае сигнальный вектор АР может быть представлен в виде [4, 5]

$$\mathbf{a}(\theta) = \mathbf{V}(\theta)\mathbf{h}. \quad (2)$$

Здесь $\mathbf{V}(\theta)$ – матрица размерности $N \times K$, равная

$$\mathbf{V}(\theta) = \begin{pmatrix} \mathbf{a}_1(\theta) & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{a}_2(\theta) & \dots & \mathbf{0} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{a}_K(\theta) \end{pmatrix},$$

где $\mathbf{a}_k(\theta) = (G(0, z_1^{(k)} | \theta), \dots, G(0, z_{N_k}^{(k)} | \theta))^T$ – сигнальный вектор k -й подрешетки размерности $N_k \times 1$, а

$G(0, z_j^{(k)} | \theta)$ – функция Грина уравнения Гельмгольца. Неизвестный вектор $\mathbf{h} = (h_1, h_2, \dots, h_K)^T$ определяет взаимную амплитудно-фазовую калибровку подрешеток относительно первой. Очевидно, что $h_1 = 1$, а k -й элемент вектора \mathbf{h} может быть представлен в виде $h_k = g_k e^{i\varphi_k}$, где g_k и φ_k – соответственно неизвестные коэффициент усиления и разность фаз между k -й и первой подрешетками.

Ниже при расчете ожидаемой реплики сигнала мы воспользуемся волновым подходом, в рамках которого функция Грина $G(0, z_j^{(k)} | \theta)$ может быть представлена в виде суперпозиции конечного числа M распространяющихся нормальных мод:

$$G(0, z_j^{(k)} | \theta) = \sum_{n=1}^M \frac{\varphi_n(z_0)\varphi_n(z_j^{(k)})}{\sqrt{8\pi\kappa_n r_0}} \exp[i(\kappa_n - \alpha_n)r_0 + i\pi/4], \quad j = 1, 2, \dots, N_k.$$

Здесь $\varphi_n(z_j^{(k)})$ – собственные функции регулярно волновода в месте расположения j -го гидрофона k -й подрешетки, κ_n и α_n – соответственно постоянная распространения и коэффициент затухания в грунте n -й моды. В свою очередь, для модели дна в виде однородного жидкого поглощающего полупространства с плотностью ρ_b и продольной скоростью звука $c_l = c_b(1 - i\alpha)$ модовые коэффициенты α_n могут быть рассчитаны по формуле [18]

$$\alpha_n = \frac{\rho_w k_0^2 n_b^2 |\varphi_n(H)|^2}{\rho_b 2\kappa_n \sqrt{\kappa_n^2 - k_0^2 n_b^2}} \alpha.$$

Здесь H – глубина канала, k_0 – опорное волновое число звуковой волны, ρ_w – плотность воды, n_b – акустический показатель преломления в дне, а параметр α характеризует поглощающие свойства донных осадков и связан с измеряемым коэффициентом затухания β соотношением: $\beta = 40\pi \lg e \alpha$ дБ/λ.

Задача состоит в построении адаптивного алгоритма обработки, позволяющего по принятой выборке $\{\mathbf{x}_l\}_{l=1}^L$ оценить искомые координаты источника без знания взаимной амплитудно-фазовой калибровки АР и истинных параметров акустического волновода.

Одним из наиболее распространенных спектральных методов оценивания является алгоритм Кейпона, согласно которому искомые координаты источника могут быть найдены из условия [19]

$$\hat{\theta} = \arg \max_{\theta} P(\theta), \quad P(\theta) = \frac{1}{\mathbf{a}^+(\theta) \hat{\Gamma}_x^{-1} \mathbf{a}(\theta)}, \quad (3)$$

где $\hat{\Gamma}_x$ – выборочная ковариационная матрица размерности $N \times N$, определяемая соотношением

$$\hat{\Gamma}_x = \frac{1}{L} \sum_{l=1}^L \mathbf{x}_l \mathbf{x}_l^+,$$

а символ $(\cdot)^+$ означает операцию эрмитового сопряжения.

С учетом представления (2) критерий (3) может быть переформулирован следующим образом:

$$\hat{\boldsymbol{\theta}} = \arg \min_{\boldsymbol{\theta}} \{ \min_{\mathbf{h}} \{ \mathbf{h}^+ \mathbf{C}(\boldsymbol{\theta}) \mathbf{h} \} \}, \quad (4)$$

где $\mathbf{C}(\boldsymbol{\theta}) = \mathbf{V}^+(\boldsymbol{\theta}) \hat{\Gamma}_x^{-1} \mathbf{V}(\boldsymbol{\theta})$ – матрица размерности $K \times K$. Комплексный вектор \mathbf{h} , фигурирующий в правой части (4), априори неизвестен и должен быть оценен (наряду с искомыми координатами источника) из условия минимума целевой функции $\mathbf{h}^+ \mathbf{C} \mathbf{h}$ при дополнительном ограничении $h_1 \equiv \mathbf{h}^+ \mathbf{e}_1 = 1$, где $\mathbf{e}_1 = (1, 0, \dots, 0)^T$ – K -мерный вектор. Задача отыскания условного экстремума

$$\min_{\mathbf{h}} \mathbf{h}^+ \mathbf{C}(\boldsymbol{\theta}) \mathbf{h} \quad \text{при} \quad \mathbf{h}^+ \mathbf{e}_1 = 1$$

имеет хорошо известное решение

$$\mathbf{h}(\boldsymbol{\theta}) = \frac{\mathbf{C}^{-1}(\boldsymbol{\theta}) \mathbf{e}_1}{\mathbf{e}_1^T \mathbf{C}^{-1}(\boldsymbol{\theta}) \mathbf{e}_1},$$

подстановка которого в (4) приводит к следующей обобщенной алгоритму Кейпона [8]:

$$\hat{\boldsymbol{\theta}} = \arg \max_{\boldsymbol{\theta}} P(\boldsymbol{\theta}), \quad P(\boldsymbol{\theta}) = \mathbf{e}_1^T \mathbf{C}^{-1}(\boldsymbol{\theta}) \mathbf{e}_1. \quad (5)$$

Способ оценивания (5) предполагает априорное знание зависимости сигнальной матрицы $\mathbf{V}(\boldsymbol{\theta})$ от параметра $\boldsymbol{\theta}$. Однако на практике в качестве этой матрицы (вследствие неполной информации о канале распространения) используется некоторая оценочная матрица $\mathbf{V}_0(\boldsymbol{\theta})$, рассчитываемая для номинальных акустических характеристик волновода. Наличие рассогласования между $\mathbf{V}(\boldsymbol{\theta})$ и $\mathbf{V}_0(\boldsymbol{\theta})$ приводит к значительному ухудшению работоспособности приведенного метода локализации. Ниже мы построим робастную версию алгоритма, позволяющую повысить устойчивость процедуры оценивания и частично компенсировать эффект детерминированного несоответствия.

3. ПОСТРОЕНИЕ АДАПТИВНОЙ СИГНАЛЬНОЙ МАТРИЦЫ

При построении алгоритма, позволяющего минимизировать эффекты рассогласования, будем предполагать, что истинная матрица $\mathbf{V}(\boldsymbol{\theta})$ отличается от ожидаемой $\mathbf{V}_0(\boldsymbol{\theta})$ некоторой матри-

цей ошибок, норма которой ограничена заданной величиной: $\|\mathbf{V}(\boldsymbol{\theta}) - \mathbf{V}_0(\boldsymbol{\theta})\|_F^2 \leq \varepsilon$, где ε – положительный параметр регуляризации (выбор которого обсудим ниже), а $\|\cdot\|_F$ означает норму Фробениуса. Адаптация к априори неизвестным условиям приема состоит в построении робастной сигнальной матрицы $\mathbf{V}(\boldsymbol{\theta}, \varepsilon)$, обеспечивающей максимум выходной мощности (5) и удовлетворяющей приведенному выше неравенству:

$$\max_{\mathbf{v}} \{ \mathbf{e}_1^T (\mathbf{V}^+ \hat{\Gamma}_x^{-1} \mathbf{V})^{-1} \mathbf{e}_1 \} \quad \text{при} \quad \|\mathbf{V} - \mathbf{V}_0\|_F^2 \leq \varepsilon. \quad (6)$$

(Здесь и ниже аргумент $\boldsymbol{\theta}$ опускается для краткости записи.)

Построим приближенное решение оптимизационной задачи (6), для чего заменим целевую функцию в (6) ее нижней границей. Для этого воспользуемся неравенством Коши–Буняковского:

$$1 = \|\mathbf{e}_1\|^4 \leq (\mathbf{e}_1^T \mathbf{C} \mathbf{e}_1) (\mathbf{e}_1^T \mathbf{C}^{-1} \mathbf{e}_1),$$

справедливым для произвольной положительно определенной матрицы \mathbf{C} . Тогда, полагая $\mathbf{C} = \mathbf{V}^+ \hat{\Gamma}_x^{-1} \mathbf{V}$, получим

$$\mathbf{e}_1^T (\mathbf{V}^+ \hat{\Gamma}_x^{-1} \mathbf{V})^{-1} \mathbf{e}_1 \geq \frac{1}{\mathbf{e}_1^T (\mathbf{V}^+ \hat{\Gamma}_x^{-1} \mathbf{V}) \mathbf{e}_1}.$$

В результате вместо (6) имеем

$$\min_{\mathbf{v}} \mathbf{e}_1^T (\mathbf{V}^+ \hat{\Gamma}_x^{-1} \mathbf{V}) \mathbf{e}_1 \quad \text{при} \quad \|\mathbf{V} - \mathbf{V}_0\|_F^2 \leq \varepsilon. \quad (7)$$

Для исключения в (7) тривиального решения $\mathbf{V} = 0$ необходимо наложить дополнительное условие на допустимую норму ожидаемой матрицы \mathbf{V}_0 : $\|\mathbf{V}_0\|_F^2 > \varepsilon$. При дальнейшем анализе без ограничения общности будем полагать, что $\|\mathbf{V}_0\|_F^2 = K$, а следовательно, $\varepsilon < K$.

Для нахождения искомой сигнальной матрицы составим функцию Лагранжа:

$$L(\mathbf{V}, \nu) = \mathbf{e}_1^T \mathbf{V}^+ \hat{\Gamma}_x^{-1} \mathbf{V} \mathbf{e}_1 + \nu (\|\mathbf{V} - \mathbf{V}_0\|_F^2 - \varepsilon),$$

где ν – вещественный положительный множитель. Дифференцируя L по \mathbf{V} (при фиксированном ν) и приравнявая результат к нулю, получим

$$\hat{\Gamma}_x^{-1} \mathbf{V} \mathbf{E} + \nu \mathbf{V} - \nu \mathbf{V}_0 = 0, \quad \mathbf{E} = \mathbf{e}_1 \mathbf{e}_1^T \equiv (\mathbf{e}_1, \mathbf{0}, \dots, \mathbf{0}). \quad (8)$$

Умножая (8) справа на матрицу \mathbf{E} и учитывая, что (в силу $\|\mathbf{e}_1\|^2 = 1$) $\mathbf{E}^2 = \mathbf{E}$, имеем

$$[(\hat{\Gamma}_x^{-1} + \nu \mathbf{I}) \mathbf{V} - \nu \mathbf{V}_0] \mathbf{E} = 0,$$

где \mathbf{I} – единичная матрица. Поскольку $\mathbf{E} \neq 0$, то приведенное уравнение будет заведомо удовлетворено, если

$$\begin{aligned} \mathbf{V}(\boldsymbol{\theta}, \varepsilon) &= \nu (\hat{\Gamma}_x^{-1} + \nu \mathbf{I})^{-1} \mathbf{V}_0(\boldsymbol{\theta}) \equiv \\ &\equiv \mathbf{V}_0(\boldsymbol{\theta}) - (\nu \hat{\Gamma}_x + \mathbf{I})^{-1} \mathbf{V}_0(\boldsymbol{\theta}). \end{aligned} \quad (9)$$

При написании (9) использовано соотношение

$$(\hat{\Gamma}_x^{-1} + v\mathbf{I})^{-1} = v^{-1}[\mathbf{I} - (v\hat{\Gamma}_x + \mathbf{I})^{-1}],$$

являющееся следствием общей формулы обращения суммы матриц:

$$(\mathbf{A} + \mathbf{B})^{-1} = \mathbf{A}^{-1} - \mathbf{A}^{-1}(\mathbf{B}^{-1} + \mathbf{A}^{-1})^{-1}\mathbf{A}^{-1},$$

в которой $\mathbf{A} = v\mathbf{I}$, $\mathbf{B} = \hat{\Gamma}_x^{-1}$.

Множитель Лагранжа v находится из условия

$$\|\mathbf{V} - \mathbf{V}_0\|_F^2 = \left\| (v\hat{\Gamma}_x + \mathbf{I})^{-1}\mathbf{V}_0 \right\|_F^2 = \varepsilon, \quad (10)$$

вытекающего из ограничения на норму матрицы рассогласования.

Для нахождения корня уравнения (10) воспользуемся разложением выборочной ковариационной матрицы по собственным векторам:

$$\hat{\Gamma}_x = \hat{\Psi}\hat{\Lambda}\hat{\Psi}^+ = \sum_{j=1}^N \hat{\lambda}_j \hat{\psi}_j \hat{\psi}_j^+, \quad (11)$$

$$\hat{\lambda}_1 \geq \hat{\lambda}_2 \geq \dots \geq \hat{\lambda}_N > 0,$$

где $\hat{\Psi} = (\hat{\psi}_1, \dots, \hat{\psi}_N)$ – матрица размерности $N \times N$, составленная из собственных векторов $\hat{\Gamma}_x$, а $\hat{\Lambda} = \text{diag}(\hat{\lambda}_1, \dots, \hat{\lambda}_N)$ – диагональная матрица соответствующих собственных значений. Тогда выражение (10) можно преобразовать к виду

$$g(v) = \sum_{j=1}^N \frac{\|\mathbf{m}_j\|^2}{(1 + v\hat{\lambda}_j)^2} = \varepsilon, \quad \mathbf{m}_j = \hat{\psi}_j^+ \mathbf{V}_0. \quad (12)$$

При $v > 0$ функция $g(v)$ является монотонно убывающей, поскольку

$$\frac{\partial g(v)}{\partial v} = -2 \sum_{j=1}^N \frac{\hat{\lambda}_j \|\mathbf{m}_j\|^2}{(1 + v\hat{\lambda}_j)^3} < 0,$$

причем $g(0) = \sum_{j=1}^N \|\mathbf{m}_j\|^2 \equiv \|\mathbf{V}_0\|_F^2 > \varepsilon$, а при $v \rightarrow \infty$, $g(v) \rightarrow 0 < \varepsilon$. Следовательно, при $v > 0$ уравнение (12) имеет единственное решение. Область локализации соответствующего корня определяется неравенствами

$$\frac{\|\mathbf{V}_0\|_F - \sqrt{\varepsilon}}{\hat{\lambda}_1 \sqrt{\varepsilon}} < v < \frac{\|\mathbf{V}_0\|_F - \sqrt{\varepsilon}}{\hat{\lambda}_N \sqrt{\varepsilon}}, \quad (13)$$

которые получаются из (12) путем замены $\hat{\lambda}_j$ на $\hat{\lambda}_1$ и $\hat{\lambda}_N$ соответственно. В частности, при $\varepsilon \rightarrow 0$, $v \rightarrow \infty$ и из (9) вытекает: $\mathbf{V} \rightarrow \mathbf{V}_0$, что и следовало ожидать.

Знание множителя Лагранжа $v(\varepsilon)$ при $0 < \varepsilon < K$ позволяет на основании (9) найти оптимальную сигнальную матрицу $\mathbf{V}(\theta, \varepsilon)$ и рассчитать адаптивную матрицу $\mathbf{C}(\theta, \varepsilon) = \mathbf{V}^+(\theta, \varepsilon) \hat{\Gamma}_x^{-1} \mathbf{V}(\theta, \varepsilon)$.

Воспользовавшись разложением (11) и учитывая, что $(\hat{\Gamma}_x^{-1} + v\mathbf{I})^{-1} = \hat{\Psi}(\hat{\Lambda}^{-1} + v\mathbf{I})^{-1}\hat{\Psi}^+ = \hat{\Psi}(\mathbf{I} + v\hat{\Lambda})^{-1}\hat{\Lambda}\hat{\Psi}^+$, выражение для $\mathbf{C}(\theta, \varepsilon)$ можно привести к виду, удобному для вычислений:

$$\mathbf{C}(\theta, \varepsilon) = \mathbf{V}_0^+(\theta) \hat{\Psi} \hat{\Lambda} [v^{-2}\mathbf{I} + 2v^{-1}\hat{\Lambda} + \hat{\Lambda}^2]^{-1} \hat{\Psi}^+ \mathbf{V}_0(\theta). \quad (14)$$

В результате искомые координаты источника могут быть оценены из следующего критерия:

$$\hat{\theta} = \arg \max_{\theta} P(\theta, \varepsilon), \quad P(\theta, \varepsilon) = \mathbf{e}_1^T \mathbf{C}(\theta, \varepsilon) \mathbf{e}_1. \quad (15)$$

Для реализации предложенного адаптивного алгоритма используется следующая последовательность операций.

1. По принятой входной реализации вектора наблюдения вычисляется выборочная ковариационная матрица $\hat{\Gamma}_x$ и проводится ее разложение (11).

2. Для номинальных параметров акустического волновода и заданной геометрии АР строятся сигнальные векторы подрешеток $\{\mathbf{a}_k(\theta)\}_{k=1}^K$ и в соответствии с (2) формируется ожидаемая сигнальная матрица $\mathbf{V}_0(\theta)$.

3. Для заданного $\varepsilon \in (0, K)$ и текущего значения θ находится множитель Лагранжа v как корень уравнения (12), локализованный в интервале (13).

4. Для полученного v с помощью (14) определяется адаптивная матрица $\mathbf{C}(\theta, \varepsilon)$.

5. Вычисляется выходная мощность процессора (15) и находится ее максимум, положение которого служит оценкой искомых координат.

4. РЕЗУЛЬТАТЫ СТАТИСТИЧЕСКОГО МОДЕЛИРОВАНИЯ

Приведем результаты статистического моделирования, иллюстрирующие работоспособность предложенного алгоритма (15) и сравним его эффективность с неадаптивными методами Кейпона (3) и (5). Подчеркнем, что два последних способа оценивания опираются на априорное знание среды распространения, при этом процедура (3) требует также полной информации о взаимной амплитудно-фазовой калибровке АР.

Для определенности рассмотрим акваторию Баренцева моря, в которой звуковое поле создается неподвижным источником, расположенным на глубине 70 м и излучающим узкополосный сигнал с несущей частотой 250 Гц (см. рис. 1). Профиль скорости звука, измеренный в данном регионе, показан на рис. 1 сплошной линией (пунктиром показан профиль, используемый при расчетах).

В рамках численного эксперимента дно моделировалось жидким поглощающим полупространством с плотностью $\rho_b = 1.8$ г/см³, скоро-

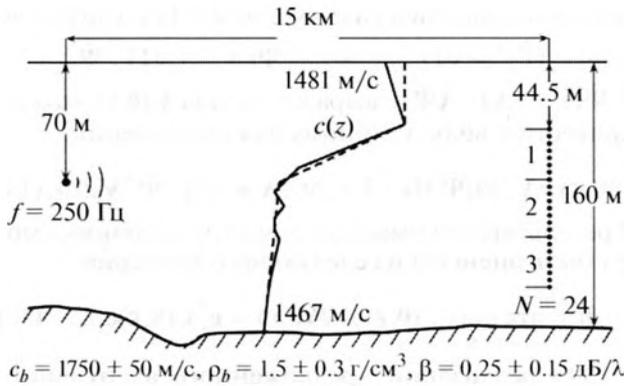


Рис. 1. Геометрия численного эксперимента.

стью звука $c_b = 1750$ м/с и коэффициентом поглощения в грунте $\beta = 0.13$ дБ/λ, а при расчете ожидаемой сигнальной матрицы в качестве номинальных геоакустических параметров дна использовались значения $\rho_b = 1.75$ г/см³, $c_b = 1725$ м/с и $\beta = 0.1$ дБ/λ.

Предполагалось, что прием осуществлялся линейной вертикальной антенной (с центром на глубине 80 м), состоящей из трех подрешеток, каждая из которых содержит по 8 элементов, расположенных через 3 м. Дистанция между источником и антенной бралась равной 15 км. Вектор наблюдения на входе АР моделировался в соответствии с формулой (1), в которой форма излученного сигнала и компоненты шума рассматривались как статистически независимые гауссовские случайные процессы, при этом для определенности считалось, что шум является пространственно белым и характеризуется дисперсией σ_n^2 . Выборочная ковариационная матрица оце-

нивалась по $L = 250$ отсчетам общей длительностью три минуты. Комплексный вектор \mathbf{h} , описывающий амплитудно-фазовую калибровку всей АР, принимался равным $\mathbf{h} = (1, 0.75 \exp(i\pi/4), 1.53 \exp(-i\pi/5))^T$ и при приеме считался априори неизвестным. Поиск источника по дальности осуществлялся в диапазоне 10–20 км с шагом 10 м, а по глубине – в интервале 1–151 м с шагом 1 м.

На рис. 2 приведены зависимости среднеквадратичных ошибок (СКО) оценивания положения источника по дальности и глубине от входного отношения сигнал/помеха SNR. Соответствующие ошибки рассчитывались по формулам

$$\text{СКО}(\hat{r}) = \sqrt{Q^{-1} \sum_{q=1}^Q (\hat{r}_q - r_0)^2},$$

$$\text{СКО}(\hat{z}) = \sqrt{Q^{-1} \sum_{q=1}^Q (\hat{z}_q - z_0)^2}.$$

Здесь \hat{r}_q и \hat{z}_q – оценки координат для q -й реализации вектора наблюдения, при этом для каждого входного значения SNR, определяемого соотношением $\text{SNR} = (\sigma_s^2 / \sigma_n^2) \|\mathbf{Vh}\|^2 / N$, общее число независимых реализаций Q бралось равным 500. Кривые 1 и 2 на рис. 2 отвечают традиционным способам (3) и (5) (причем при использовании (3) предполагалась идеальная калибровка всей АР с $\mathbf{h} \equiv (1, 1, 1)^T$), а кривая 3 соответствует предложенному робастному алгоритму (15) при $\epsilon = 2.87$. Как следует из представленного рисунка, неадаптивные методы существенно уступают в точности оценивания адаптивному, при этом ошибки метода (3) весьма значительны даже в области до-

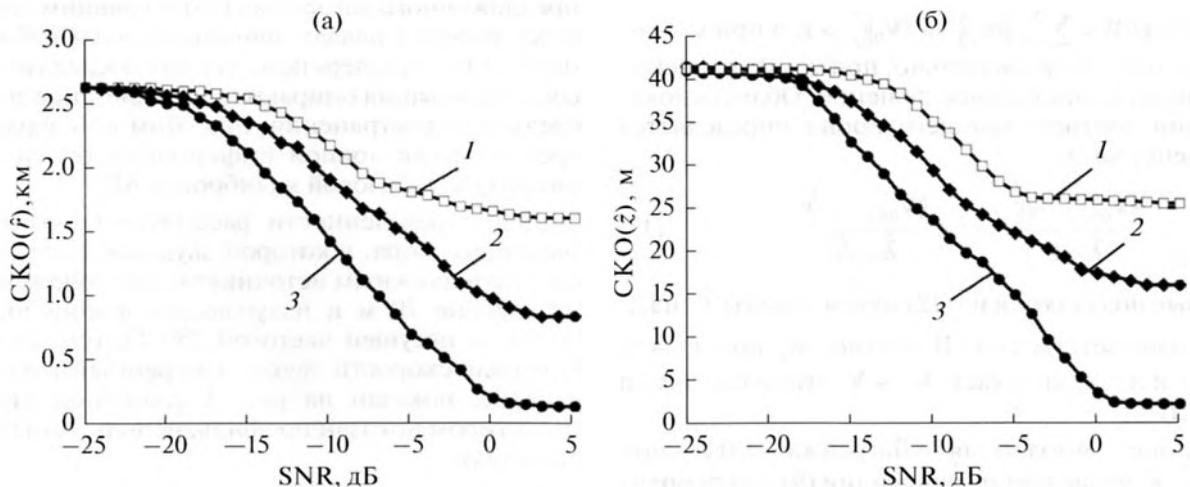


Рис. 2. Среднеквадратичные ошибки оценивания координат источника по дальности (а) и глубине (б) в зависимости от входного SNR для рассматриваемых методов обработки.

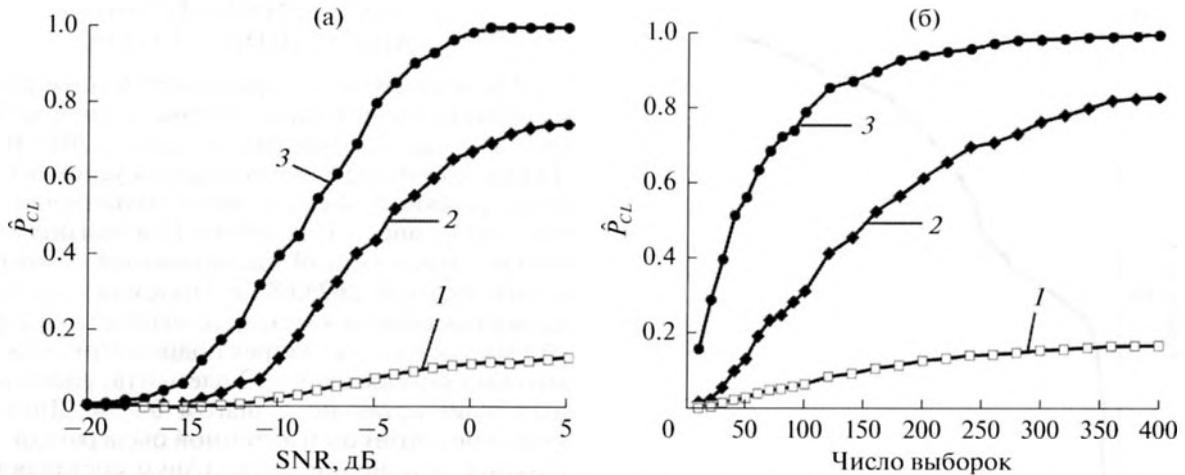


Рис. 3. Вероятность правильной локализации источника в зависимости от входного SNR (а) и объема выборки L (б) для рассматриваемых методов обработки.

статочных больших отношений сигнал/шум. Отметим также, что эффекты рассогласования приводят к систематическому смещению оценок координат. В результате при $\text{SNR} \rightarrow \infty$ соответствующие кривые асимптотически выходят на отличные от нуля постоянные уровни, величина которых зависит от используемого метода и степени рассогласования.

Одной из важных характеристик алгоритма является достигаемая с его помощью вероятность правильной локализации, определяемая как доля реализаций, для которых ошибки в определении положения источника по дистанции и глубине не превосходят заданных значений δr и δz . В качестве оценки последней берется величина

$$\hat{P}_{CL} = \frac{1}{Q} \sum_{q=1}^Q p_k,$$

$$p_k = \begin{cases} 1, & \text{если } |\hat{r}_q - r_0| < \delta r \text{ и } |\hat{z}_q - z_0| < \delta z, \\ 0, & \text{в противном случае.} \end{cases}$$

Для используемых методов оценивания на рис. 3а представлены результаты расчета указанной вероятности в зависимости от SNR. При вычислениях границы области локализации δr и δz принимались соответственно равными 400 и 2 м. На рис. 3б показаны зависимость \hat{P}_{CL} от числа выборок L , по которым оценивается ковариационная матрица входного процесса, при SNR, равном 0 дБ. Видно, что соответствующая вероятность весьма чувствительна к выбору алгоритма. В частности, наилучшие потенциальные возможности иллюстрирует метод (15), в то время как неадаптивная процедура (3) не в состоянии обеспечить гарантированной локализации источника для всех рассматриваемых значений SNR и L .

В заключение этого раздела остановимся кратко на вопросе о выборе параметра регуляризации ϵ , характеризующего максимальную норму рассогласования между истинной и ожидаемой сигнальными матрицами. Прежде всего напомним, что сама процедура построения адаптивного алгоритма накладывает ограничение сверху на допустимую величину ϵ — последняя не должна превышать числа подрешеток K . С другой стороны, при очень малых ϵ робастная сигнальная матрица (9), являющаяся решением оптимизационной задачи, будет практически совпадать с ожидаемой. Но в канале с априори неизвестными акустическими характеристиками ожидаемая матрица всегда будет отличаться от истинной и, следовательно, такое решение не будет обеспечивать адаптации процедуры оценивания к эффектам рассогласования. Поэтому в реальных условиях параметр регуляризации ϵ должен превышать некоторую минимальную величину. Последняя может быть оценена из требуемого условия подавления ложных пиков на выходе процессора.

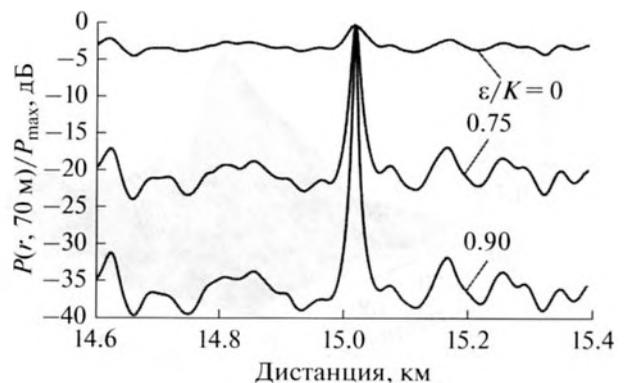


Рис. 4. Сечение выходной мощности в плоскости $z = 70$ м при SNR = 0 дБ и $\epsilon/K = 0; 0.75; 0.9$.

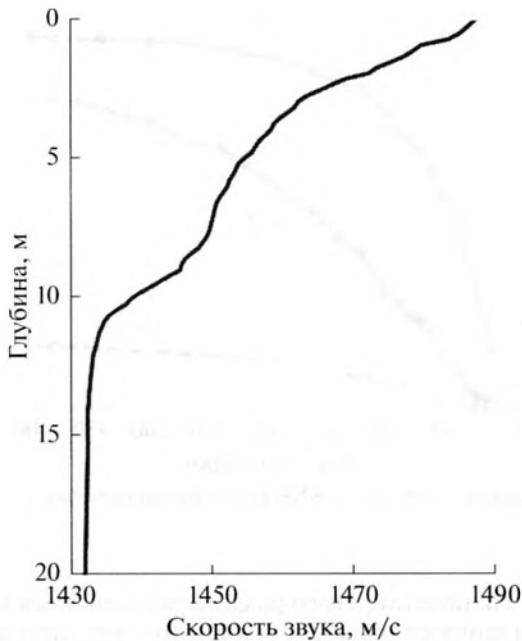


Рис. 5. Профиль скорости звука в месте проведения эксперимента.

На рис. 4 для рассматриваемого сценария представлен график зависимости нормированной выходной мощности $P(\theta, \epsilon)$ от ожидаемой дальности источника r в фиксированном сечении $z = 70$ м при $\text{SNR} = 0$ дБ и трех значений ϵ . В частности, из этого рисунка следует, что для практических целей параметр регуляризации может быть взят из интервала $2.1 < \epsilon < 2.99$, поскольку в этом случае адаптивный алгоритм осуществляет подавление боковых лепестков более чем на 20 дБ.

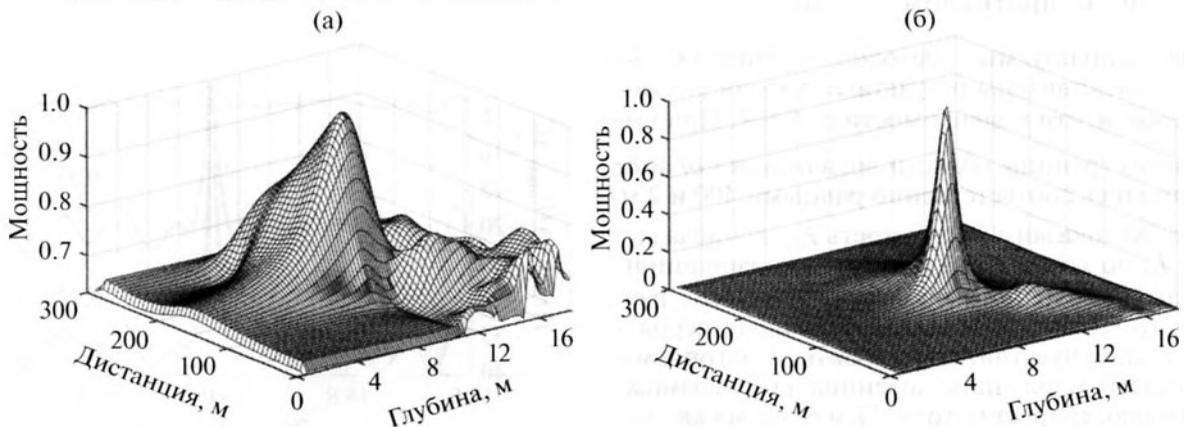


Рис. 6. Нормированная выходная мощность стандартного (а) и адаптивного (б) процессора Кейпона в зависимости от ожидаемого положения источника.

5. ЭКСПЕРИМЕНТАЛЬНАЯ АПРОБАЦИЯ МЕТОДА

Для верификации предложенного метода локализации были использованы экспериментальные данные, полученные в августе 2014 года на Ладожском озере в стационарных условиях. Профиль скорости звука в месте проведения работ показан на рис. 5. На глубину 12 м был опущен источник, излучающий узкополосный сигнал с несущей частотой 2625.08 Гц. Прием осуществлялся на вертикальную антенну (с центром на глубине 10.1 м), состоящую из трех подрешеток, каждая из которых содержала по 32 элемента, расположенных эквидистантно с шагом 0.2 м. Дистанция между источником и антенной была равной 150 м. Входное отношение сигнал/шум составляло порядка 15 дБ. Точные значения параметров дна в рассматриваемой акватории априори неизвестны, и при моделировании ожидаемой сигнальной матрицы считалось, что осадочные породы представляли собой илы с характерными значениями плотности 1.2 г/см^3 и скорости звука 1.45 км/с . Коэффициент затухания в грунте β при вычислениях брался 0.1 дБ/л . Обработка принимаемого сигнала включала в себя его дискретизацию с частотой 12207 Гц, гетеродинирование, квадратурную демодуляцию, фильтрацию в полосе 1 Гц с окном усреднения Ханна и последующую децимацию. Выборочная ковариационная матрица оценивалась по первым 300 отсчетам, взятым из двухминутного фрагмента записи.

На рис. 6а изображена нормированная (на максимальное значение) выходная мощность неадаптивного процессора (5) в зависимости от ожидаемого положения источника по дальности и глубине (т.е. с использованием сигнальной матрицы V_0 , рассчитанной для номинальных параметров волновода). Для сравнения на рис. 6б показано поведение выходной мощности (15), по-

строенной с привлечением робастной матрицы (9), позволяющей повысить устойчивость процедуры оценивания и частично скомпенсировать эффект детерминированного несоответствия. При расчетах поиск источника по дальности осуществлялся в диапазоне 0–300 м с шагом 1 м, а по глубине – в интервале 0–18 м с шагом 0.5 м; параметр регуляризации ϵ , используемый в адаптивном методе, задавался равным $0.95K$, где $K = 3$. Из приведенных графиков видно, что во всех случаях положение абсолютного максимума выходного эффекта наблюдается при $\hat{r}_0 = 149$ м и $\hat{z}_0 = 11.0$ м, что довольно близко к истинным значениям координат источника. Однако применение неадаптивного способа обработки приводит к существенному уширению основного пика (области локализации), а следовательно, к значительному снижению разрешающей способности АР.

6. ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В настоящей работе построен робастный алгоритм типа Кейпона, позволяющий локализовать источник частично-калиброванной АР в условиях неполной информации о среде распространения. Путем статистического моделирования установлено, что реализованный способ оценивания дает значительное преимущество как в точности измерения координат, так и в достигаемой с его помощью вероятности правильной локализации по сравнению с традиционным методом Кейпона, предполагающим априорное знание акустических характеристик канала. Найдено ограничение на допустимую норму рассогласования между принятой и ожидаемой репликой сигнала, при котором возможно корректное решение обратной задачи.

Приведена верификация предложенного метода с использованием экспериментальных данных, полученных в Ладожском озере. Показано, что в реальных условиях указанный алгоритм характеризуется достаточно высокой разрешающей способностью и обеспечивает удовлетворительное качество обнаружения источника без использования трудоемкой процедуры одновременного поиска как искоемых координат, так и неизвестных параметров волновода.

Работа выполнена в рамках государственного заказа ИПФ РАН (тема № 0035-2014-004) при частичной финансовой поддержке РФФИ (грант № 15-42-02390).

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. *Baggeroer A.B., Kuperman W.A., Mikhalevsky P.N.* An overview of matched field methods in ocean acoustics // *IEEE J. Oceanic Eng.* 1993. V. 18. P. 401–423.
2. *Мальшикин Г.С., Сидельников Г.Б.* Оптимальные и адаптивные методы обработки гидроакустических сигналов // *Акуст. журн.* 2014. Т. 60. № 5. С. 526–545.
3. *Сазонтов А.Г., Малеханов А.И.* // Согласованная пространственная обработка сигналов в подводных звуковых каналах (обзор). 2015. Т. 61. № 2. С. 233–253.
4. *Pesavento M., Gershman A.B., Wong K.M.* Direction finding in partly calibrated sensor arrays composed of multiple subarrays // *IEEE Trans. Sign. Process.* 2002. V. 50. № 12. P. 2103–2115.
5. *See C.M.S., Gershman A.B.* Direction-of-arrival estimation in partly calibrated subarray-based sensor arrays // *IEEE Trans. Sign. Process.* 2004. V. 52. № 2. P. 329–338.
6. *Elkader S.A., Gershman A.B., Wong K.M.* Rank reduction direction-of-arrival estimators with an improved robustness against subarray orientation errors // *IEEE Trans. Sign. Process.* 2006. V. 54. № 5. P. 1951–1955.
7. *Lei L., Lie J., Gershman A.B., See C.M.S.* Robust adaptive beamforming in partly calibrated sparse sensor arrays // *IEEE Trans. Sign. Process.* 2010. V. 58. № 3. P. 1661–1667.
8. *Mavrychev E.A., Ermolayev V.T., Flaksman A.G.* Robust Capon-based direction-of-arrival estimators in partly calibrated sensor array // *Signal Processing.* 2013. V. 93. P. 3459–3465.
9. *Richardson A.M., Nolte L.W.* A posteriori probability source localization in an uncertain sound speed, deep ocean environment // *J. Acoust. Soc. Am.* 1991. V. 89. № 5. P. 2280–2284.
10. *Shorey J.A., Nolte L.W., Krolik J.L.* Computationally efficient Monte-Carlo estimation algorithms for matched field processing in uncertain ocean environments // *J. Comp. Acoust.* 1994. V. 2. № 3. P. 285–314.
11. *Harrison B.F., Vaccaro R.J., Tufts D.W.* Robust matched-field localization in uncertain ocean environments // *J. Acoust. Soc. Am.* 1998. V. 103. № 6. P. 3721–3724.
12. *Krolik J.L.* Matched-field minimum variance beamforming in a random ocean channel // *J. Acoust. Soc. Am.* 1992. V. 92. № 3. P. 1408–1419.
13. *Tabrikian J., Krolik J.L., Messer H.* Robust maximum-likelihood source localization in an uncertain shallow-water waveguide // *J. Acoust. Soc. Am.* 1997. V. 101. № 1. P. 241–249.
14. *Robust Adaptive Beamforming* / Eds. Li J. and Stoica P. Hoboken, New Jersey: John Wiley & Sons, Inc., 2006. 422 p.
15. *Vorobyov S., Gershman A.B., Luo Z.-Q.* Robust adaptive beamforming using worst-case performance optimization: A solution to the signal mismatch problem // *IEEE Trans. Sign. Process.* 2003. V. 51. № 2. P. 313–324.
16. *Li J., Stoica P., Wang Z.* On robust Capon beamforming and diagonal loading // *IEEE Trans. Sign. Process.* 2003. V. 51. № 7. P. 1702–1715.
17. *Li J., Stoica P., Wang Z.* Doubly constrained robust capon beamformer // *IEEE Trans. Sign. Process.* 2004. V. 52. № 9. P. 2407–2423.
18. *Katsnelson B.G., Petnikov V.G., Lynch J.* Fundamentals of Shallow Water Acoustics. Springer Science & Business Media, 2012. 540 p.
19. *Capon J.* High-resolution frequency-wavenumber spectrum analysis // *Proc. IEEE.* 1969. V. 57. № 8. P. 1408–1428.