

**Оценка потенциальной эффективности работы гидроакустических систем наблюдения**

М. В. Лебедев\*

АО Акустический Институт имени академика Н. Н. Андреева

Россия, 117036 Москва, ул. Шверника, д. 4

(Статья поступила 10.07.2017; Подписана в печать 13.09.2017)

В настоящей работе описывается оценка потенциальной эффективности работы гидроакустических систем наблюдения. Критерием эффективности является вероятность обнаружения гидроакустического сигнала на фоне помехи, когда известны вероятность ложной тревоги и местоположение цели. В модели наблюдения предполагается, что сигнал и шум являются некоррелированными. Ковариация шума и сигнала известны. В работе получены аналитические формулы для критериев эффективности для различных режимов работы гидроакустических систем. Кроме того, в работе приведены результаты численного моделирования для различных статистик обнаружения.

PACS: 43.30.Xm 43.30.Vh, 43.30.Wi

УДК: 534.6, 519.2

Ключевые слова: эффективность гидроакустических систем, вероятность обнаружения, пространственная обработка сигналов, критерий Неймана–Пирсона.

**ВВЕДЕНИЕ**

На ранних стадиях проектирования гидроакустических систем обнаружения возникает потребность в методике оценки эффективности ее работы. Важным критерием качества в таких системах является вероятность обнаружения сигнала на фоне помехи при известном положении источника этого сигнала и фиксированном значении вероятности ложной тревоги. Таким образом, целесообразно использовать в качестве критерия эффективности для гидроакустических систем указанную вероятность обнаружения. Сформулированный критерий дает возможность оценить только потенциальную возможность системы, т.к. предполагается, что положение источника сигнала известно. На практике зачастую на вход системе обработки гидроакустической информации подается набор случайных комплексных векторов, полученных после дискретного преобразования Фурье [1–3, 6, 11]. В работе [2] уделено много внимания подобным моделям. Также в этой работе указаны соображения по которым можно считать рассматриваемые модели гауссовскими. Однако в ней не указаны оценки для вероятности обнаружения. В работе [3] рассматриваются аналогичные векторные модели, но только для случая слабого широкополосного сигнала. В работе [4] подробно описан общий подход к выводу формул для вероятности обнаружения на основе критерия Неймана–Пирсона, но отсутствует общий случай распределения статистики для рассматриваемой в данной работе модели наблюдения. В рассматриваемой работе получены аналитические выражения для оценки эффективности для моделей наблюдения, где значения дисперсий наблюдаемого сигнала являются различными при разных спектральных и временных отсчетах. В гидроакустических моделях наблюдения данный случай является весьма

распространенным, т.к. в гидроакустических сигналах присутствует нелинейная зависимость мощности сигнала от частоты. Кроме того, при движении объекта с увеличением расстояния изменяются значения мощности сигнала, т.е. при различных временных отсчетах дисперсия сигнала оказывается различной. Также в работе для смоделированных на ЭВМ данных построены гистограммы, и графики для точных и приближенных формул плотностей вероятности для различных статистик обнаружения.

**1. МОДЕЛЬ НАБЛЮДЕНИЯ**

Пусть на некотором интервале времени наблюдения  $[0, \tau]$  имеются дискретные сигналы с каждого из  $M$  разнесенных в пространстве гидрофонов, задающих антенную решетку. Далее сигналы с каждого гидрофона разбиваются на  $N$  выборок, где  $i$ -ая выборка ( $i = 1, \dots, N$ ) определена на отрезке  $[\tau(i-1)/N, \tau i/N]$ . После чего для каждой выборки осуществляется дискретное преобразование Фурье. Тогда окончательно в системе наблюдения имеются наборы комплексных векторов  $\mathbf{x}_f(t)$ , где  $t$  — номер выборки, а  $f$  значение частоты для соответствующей выборки.

Предположим, что наблюдаемые случайные векторные выборки  $\mathbf{x}_f(t)$  связаны с помехой следующим образом:

$$\mathbf{x}_f(t) = \kappa g_f(t) \cdot \mathbf{s}_f(t) + \mathbf{n}_f(t), \quad (1)$$

где  $\mathbf{s}_f(t)$  — известный комплексный неслучайный вектор,  $g_f(t)$  — центрированная гауссовская случайная комплексная величина с известной дисперсией  $d_f(t)$ .  $\mathbf{n}_f(t)$  — центрированный гауссовский комплексный случайный вектор у которого ковариационная матрица  $\mathbf{R}_n(f)$  является положительно определенной.  $\kappa \in \{0, 1\}$  — неизвестный параметр. Сигнал и помеха между собой не коррелируют. Также предполагается, что выборки для различных моментов времени или частот являются некоррелируемыми между собой. Раз-

\*E-mail: [max\\_lebedev@mail.ru](mailto:max_lebedev@mail.ru)

мер вектора  $\mathbf{x}_f(t)$  определяется количеством гидрофонов. Кроме того, далее везде полагается, что у всех комплексных случайных векторов мнимая и действительная часть не коррелируют, а их ковариационные матрицы совпадают. Практическое обоснование представленной модели подробно изложено в [2].

## 2. ОЦЕНКА ПОТЕНЦИАЛЬНОЙ ЭФФЕКТИВНОСТИ

В данной работе для оценки эффективности гидроакустической системы наблюдения рассматривается вероятностный критерий. Для того чтобы определить этот критерий необходимо для модели (1) ввести следующие простые гипотезы:

$$\{H_0 : \varkappa = 0\}, \quad \{H_1 : \varkappa = 1\},$$

где гипотеза  $H_0$  означает, что полезный сигнал отсутствует, а  $H_1$  — полезный сигнал присутствует в модели наблюдения.

Далее для проверки введенных статистических гипотез согласно лемме Неймана–Пирсона [4, 5] для рассматриваемой модели наблюдения необходимо вычислить статистику, которая согласно [3] примет следующий вид

$$T = \sum_{t=1}^N \sum_{f=1}^K \mathbf{x}_f^*(t) \mathbf{W}(f) \mathbf{x}_f(t), \quad (2)$$

$$\mathbf{W}(f) = \mathbf{R}_n^{-1}(f) - (\mathbf{R}_s(f) + \mathbf{R}_n(f))^{-1}.$$

Рассматриваемая статистика имеет обобщенное хи-квадрат распределение [6–9]. Используя известное выражение для обращения суммы матриц [10], эту статистику можно преобразовать следующим образом:

$$\begin{aligned} T &= \sum_{t=1}^N \sum_{f=1}^K \mathbf{x}_f^*(t) (\mathbf{R}_n^{-1}(f) - (d_f(t) \mathbf{s}_f(t) \mathbf{s}_f^*(t) + \mathbf{R}_n(f))^{-1}) \mathbf{x}_f(t) = \\ &= \sum_{t=1}^N \sum_{f=1}^K \mathbf{x}_f^*(t) (\mathbf{R}_n^{-1}(f) - [\mathbf{R}_n^{-1}(f) - \frac{d_f(t)}{1 + d_f(t) \mathbf{s}_f^*(t) \mathbf{R}_n^{-1}(f) \mathbf{s}_f(t)} \mathbf{R}_n^{-1}(f) \mathbf{s}_f(t) \mathbf{s}_f^*(t) \mathbf{R}_n^{-1}(f)]) \mathbf{x}_f(t) = \\ &= \sum_{t=1}^N \sum_{f=1}^K \frac{d_f(t)}{1 + d_f(t) \mathbf{s}_f^*(t) \mathbf{R}_n^{-1}(f) \mathbf{s}_f(t)} |\mathbf{x}_f^*(t) \mathbf{R}_n^{-1}(f) \mathbf{s}_f(t)|^2 = \sum_{t=1}^N \sum_{f=1}^K |z_f(t)|^2, \end{aligned}$$

где дисперсия для  $|z_f(t)|^2$  имеет следующий вид:

$$\delta_f^\varkappa(t) = \frac{d_f(t)}{1 + d_f(t) \mathbf{s}_f^*(t) \mathbf{R}_n^{-1}(f) \mathbf{s}_f(t)} \times D[\mathbf{x}_f^*(t) \mathbf{R}_n^{-1}(f) \mathbf{s}_f(t) | H_\varkappa].$$

Если все дисперсии  $\delta_f^\varkappa(t)$  различны при различных  $f$  либо  $t$ , тогда статистика имеет обобщенное хи-квадрат распределение и ее плотность:

$$f_\varkappa(x) = \begin{cases} \sum_{t=1}^N \sum_{f=1}^K \frac{\exp\{-x/\delta_f^\varkappa(t)\}}{\delta_f^\varkappa(t) \prod_{\substack{i,j=1 \\ i \neq t \vee j \neq f}}^{N,K} \left(1 - \frac{\delta_j^\varkappa(i)}{\delta_f^\varkappa(t)}\right)}, & x \geq 0, \\ 0, & x < 0, \end{cases}$$

и функция распределения:

$$F_\varkappa(x) = \begin{cases} 1 - \sum_{t=1}^N \sum_{f=1}^K \frac{\exp\{-x/\delta_f^\varkappa(t)\}}{\prod_{\substack{i,j=1 \\ i \neq t \vee j \neq f}}^{N,K} \left(1 - \frac{\delta_j^\varkappa(i)}{\delta_f^\varkappa(t)}\right)}, & x \geq 0, \\ 0, & x < 0. \end{cases}$$

В случае если найдутся одинаковые дисперсии, итоговое распределение имеет более сложную форму (см. формулу (7) в приложении). Все эти выражения для закона распределения зависят от дисперсий  $\delta_f^\varkappa(t)$ . Таким образом, для получения выражения для закона распределения статистики требуется получить выражения для дисперсий  $\delta_f^\varkappa(t)$  при различных значениях  $\varkappa$ :

$$D[\mathbf{x}_f(t)^* \mathbf{R}_n^{-1}(f) \mathbf{s}_f(t) | H_1] = d_f(t) |\mathbf{s}_f(t)^* \mathbf{R}_n^{-1}(f) \mathbf{s}_f(t)|^2 + \mathbf{s}_f(t)^* \mathbf{R}_n^{-1}(f) \mathbf{s}_f(t),$$

$$D[\mathbf{x}_f(t)^* \mathbf{R}_n^{-1}(f) \mathbf{s}_f(t) | H_0] = \mathbf{s}_f(t)^* \mathbf{R}_n^{-1}(f) \mathbf{s}_f(t),$$

$$\delta_f^0(t) = \frac{d_f(t)}{1 + d_f(t)\mathbf{s}_f^*\mathbf{R}_n^{-1}(f)\mathbf{s}_f(t)} D [\mathbf{x}_f(t)^*\mathbf{R}_n^{-1}(f)\mathbf{s}_f(t)|H_0] = \frac{d_f(t)\mathbf{s}_f^*(t)\mathbf{R}_n^{-1}(f)\mathbf{s}_f(t)}{1 + d_f(t)\mathbf{s}_f(t)^*\mathbf{R}_n^{-1}(f)\mathbf{s}_f(t)},$$

$$\delta_f^1(t) = \frac{d_f(t)}{1 + d_f(t)\mathbf{s}_f^*(t)\mathbf{R}_n^{-1}(f)\mathbf{s}_f(t)} D [\mathbf{x}_f^*(t)\mathbf{R}_n^{-1}(f)\mathbf{s}_f(t)|H_1] = d_f(t)\mathbf{s}_f(t)^*\mathbf{R}_n^{-1}(f)\mathbf{s}_f(t).$$

Тогда вероятность правильного обнаружения примет вид:

$$\beta = 1 - F_1(F_0^{-1}(1 - \alpha)). \tag{3}$$

Данная вероятность определяет оценку потенциальной эффективности работы гидроакустической системы для рассматриваемой модели наблюдения (1).

### 3. ПРИБЛИЖЕННЫЕ ФОРМУЛЫ РАСЧЕТА ЭФФЕКТИВНОСТИ

При большом числе слагаемых в статистике (2) (например в случае широкополосного сигнала) ее распределение можно аппроксимировать гауссовским законом, тогда вероятность обнаружения

$$\beta = 1 - \Phi \left( \frac{\Phi^{-1}(1 - \alpha)\sqrt{D[T|H_0]} + M[T|H_0] - M[T|H_1]}{\sqrt{D[T|H_1]}} \right), \tag{4}$$

где

$$M[T|H_1] = N \sum_f \text{tr} [\mathbf{W}(f)\mathbf{R}_n(f)] + N \sum_f \text{tr} [\mathbf{W}(f)\mathbf{R}_s(f)],$$

$$M[T|H_0] = N \sum_f \text{tr} [\mathbf{W}(f)\mathbf{R}_n(f)],$$

$$D[T|H_1] = N \sum_f \text{tr} [\mathbf{W}(f)\mathbf{R}_n(f)]^2 + N \sum_f \text{tr} [\mathbf{W}(f)\mathbf{R}_s(f)]^2,$$

$$D[T|H_0] = N \sum_f \text{tr} [\mathbf{W}(f)\mathbf{R}_n(f)]^2.$$

В работах [3, 11], при доминировании помехи над сигналом, используют приближенное равенство  $D[T|H_0] \simeq D[T|H_1]$ , и полагают, что  $\mathbf{W}(f) = \mathbf{R}_n^{-1}(f)\mathbf{R}_s(f)\mathbf{R}_n^{-1}(f)$ . Тогда вероятность обнаружения преобразуется к следующему виду

$$\beta = 1 - \Phi(\Phi^{-1}(1 - \alpha) - \rho),$$

$$\rho = \sqrt{N \sum_f \text{tr} [\mathbf{R}_n^{-1}(f)\mathbf{R}_s(f)]^2}. \tag{5}$$

Таким образом, здесь приведены две приближенные формулы (4) и (5) для расчета оценки потенциальной эффективности для рассматриваемой модели наблюдения.

## 4. ИМИТАЦИОННОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ

В данном разделе с помощью метода Монте–Карло на частном примере будет проведено сравнение точности часто используемых приближенных формул (4) (5) и полученной точной формулы (3) для закона распределения статистики обнаружения.

### 4.1. Безграничное пространство и цилиндрическая антенна

Рассмотрим пример модели (1) в случае безграничного пространства. Тогда в силу [13]:

$$d_f(t) = \frac{10^{-0.1\beta(f)r}}{(r/r_0)^2} p^2(f),$$

$$\beta(f) = 1.6 \times 10^{-6} + 2.6 \times 10^{-4}(f/f_0)^{1.44} \quad [\text{Дб/м}], \tag{6}$$

где  $p(f)$  — давление с учетом спада спектра (6 дБ на октаву),  $r_0 = 1$  м,  $f_0 = 1000$  Гц,  $\beta(f)$  — коэффициент объемного затухания на частоте  $f$  (Используются данные для Баренцева моря из базы данных АКИН). В силу большого значения расстояния до точечного источника предполагается, что  $r$  — расстояние до центра антенны. Пусть сигнал в модели (1)  $\mathbf{s}_f(t) = \mathbf{v}_f$ , где  $\mathbf{v}_f$  — вектор, который определяет фронт плоской волны на гидрофонах, т. е.

$$\mathbf{v}_f = \begin{bmatrix} e^{-j\mathbf{k}^T \mathbf{p}_0} \\ e^{-j\mathbf{k}^T \mathbf{p}_1} \\ \vdots \\ e^{-j\mathbf{k}^T \mathbf{p}_{N-1}} \end{bmatrix}, \quad \mathbf{k} = \frac{-2\pi f}{c} \begin{bmatrix} \sin \theta \cos \phi \\ \sin \theta \sin \phi \\ \cos \theta \end{bmatrix},$$

где  $\mathbf{p}_l, l = 1, \dots, M$  — известные координаты сенсоров в пространстве. Углы прихода  $\theta, \phi$  плоской волны от источника излучения предполагаются заданными,  $c$  — скорость звука в воде.

В качестве ковариационной матрицы помехи  $\mathbf{n}_f(t)$  будет использоваться матрица

$$\mathbf{R}_n = p_n^2(\mathbf{\Gamma} + \varepsilon \mathbf{I}),$$

где

$$\Gamma_{i,j} = \begin{cases} \frac{\sin(kd_{i,j})}{kd_{i,j}}, & i \neq j, \\ 1, & i = j \end{cases}, \quad d_{i,j} = \|\mathbf{p}_i - \mathbf{p}_j\|, \quad k = \frac{2\pi f}{c}$$

где  $p_n$  — заданное значение давления помехи,  $d_{i,j}$  — расстояние между  $i$ -ым и  $j$ -ым гидрофонами. Единичная матрица  $\mathbf{I}$  с весом  $\varepsilon$  используется для регуляризации матрицы помехи, т.е. чтобы матрица  $\mathbf{R}_n$  была невырожденной, где  $\varepsilon$  достаточно маленькое число. Также единичную матрицу с заданным весом можно интерпретировать как радиотехнический шум. Приведенное выражение для ковариационной матрицы изотропной помехи окружающей среды  $\mathbf{\Gamma}$  можно найти например в [2, 13].

Для численного примера рассматривается звукопрозрачная цилиндрическая антенна (см. рис. 1) радиусом 1.5 м и высотой 0.5 м из 36-и ненаправленных гидрофонов. Гидрофоны размещены на поверхности цилиндра через расстояние равное половине длины волны на частоте 1500 Гц.

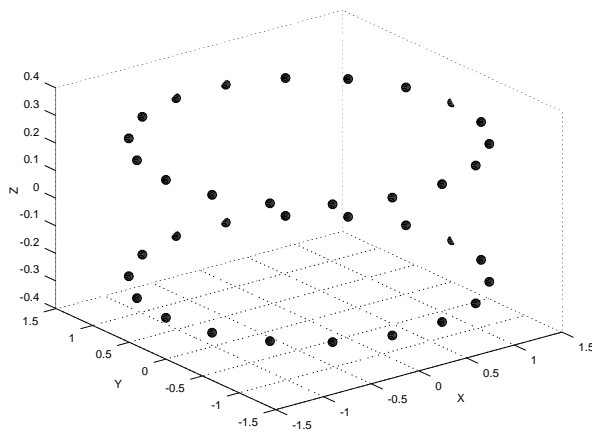


Рис. 1: Антенная решетка

Давление помехи  $p_n = 0.0016 \text{ Па}/\sqrt{\text{Гц}}$ . Помеха имеет спад спектра равный 6 дБ на октаву. Коэффициент  $\varepsilon = 0.1$ .

## 5. ЧИСЛЕННЫЕ РЕЗУЛЬТАТЫ

При численном моделировании рассматривается три частных случая для модели (1).

1. Одна выборка и один спектральный отсчет ( $p_0 = 1 \text{ Па}/\sqrt{\text{Гц}}$ ,  $N = 1$ ,  $K = 1$ , дальность  $r = 4000 \text{ м}$ , частота 1500 Гц).
2. Сильный сигнал ( $p_0 = 1 \text{ Па}/\sqrt{\text{Гц}}$ ,  $N = 1$ ,  $K = 5$ , дальность  $r = 4000 \text{ м}$ , полоса частот 1500 – 1550 Гц).
3. Слабый сигнал ( $p_0 = 0.001 \text{ Па}/\sqrt{\text{Гц}}$ ,  $N = 1$ ,  $K = 5$ , дальность  $r = 4000 \text{ м}$ , 1500 – 1550 Гц).

На рис. 2 изображены три картинки для перечисленных выше случаев. На каждой из картинок изображены следующие характеристики закона распределения статистики обнаружения (2) при справедливости гипотезы  $H_1$ : 1 — гистограмма, 2 — плотность вероятности при гауссовской аппроксимации, 3 — плотность вероятности при гауссовской аппроксимации и слабом сигнале, 4 — точная формула для плотности вероятности. Для построения каждой гистограммы моделировалось 1000 значений статистики обнаружения.

## ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В настоящей работе получены явные аналитические выражения для оценки эффективности работы гидроакустической системы наблюдения в случае, когда значения дисперсий наблюдаемого сигнала при разных спектральных отсчетах и номерах выборок являются различными. Также проведено имитационное моделирование для статистик обнаружения. Из результатов моделирования хорошо видно, что используемая во многих практических задачах гауссовская аппроксимация иногда оказывается неточной (На рис. 2 графики приближенных плотностей в ряде случаев (№ 1, 2) далеки от гистограммы и графика истинной плотности вероятности). Таким образом, при малом количестве спектральных отсчетов лучше использовать точное выражение для оценки эффективности. В случае слабого сигнала (№ 3) все три графика плотностей оказались близки, а графики плотностей для гауссовской аппроксимации ожидаемо практически совпали.

## Приложение

Рассмотрим сумму  $s = \sum_{n=1}^N |x_n|^2$  квадратов независимых комплексных случайных величин  $x_n \sim \mathcal{CN}(0, \sigma_n^2)$ . Заметим, что при  $N = 1$  случайная величина  $s$  имеет экспоненциальное распределение, т.к.  $|x_n|^2 \sim E(\sigma_n^2)$ .

В случае когда найдутся одинаковые дисперсии необходимо все случайные величины с одинаковыми дисперсиями собрать в группы (составить вектор компоненты которого равны числу элементов в каждой группе  $\mathbf{r} = [r_1, r_2, \dots, r_M]^T$ ), где каждая сумма случайных величин из группы будет иметь распределение Эрланга, т.е.  $\chi(2r_m)$ ,  $m = 1, \dots, M$ , где  $r_m$  это количество случайных величин в группе. Тогда плотность вероятности будет иметь следующий вид [7–9, 14]:

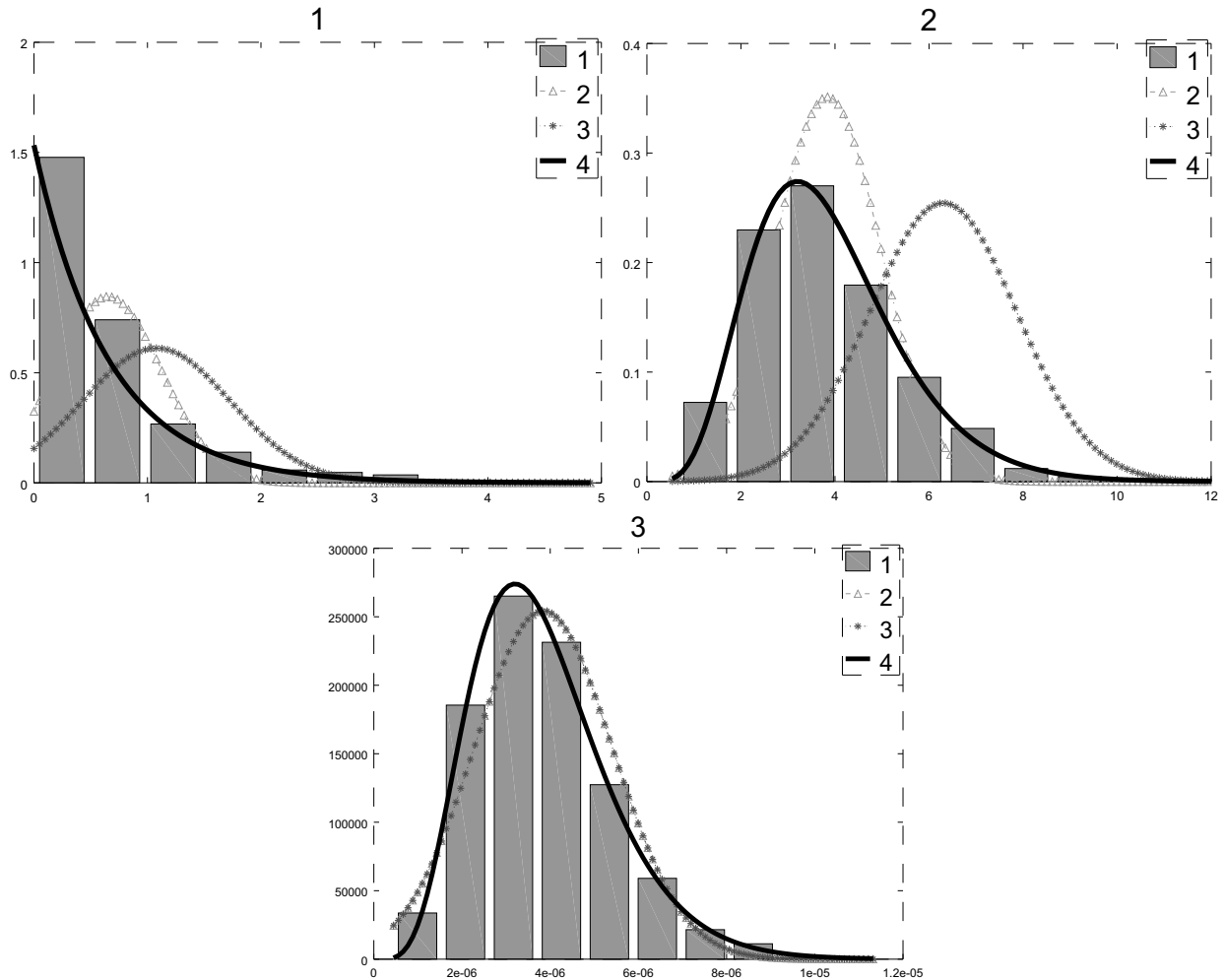


Рис. 2: Графики плотностей и гистограмм для статистики обнаружения при гипотезе  $H_1$

$$f_s(x) = \begin{cases} \prod_{m=1}^M \frac{1}{\sigma_m^{2r_m}} \sum_{k=1}^M \sum_{l=1}^{r_k} \frac{\Psi_{k,l,\mathbf{r}}}{(r_k - l)!} (-x)^{r_k - l} \exp\{-x/\sigma_k^2\}, & x \geq 0, \\ 0, & x < 0, \end{cases} \quad (7)$$

$$\Psi_{k,l,\mathbf{r}} = (-1)^{r_k - l} \sum_{\mathbf{i} \in \Omega_{k,l}} \prod_{j \neq k} C_{i_j}^{i_j + r_j - 1} \left( \frac{1}{\sigma_j^2} - \frac{1}{\sigma_k^2} \right)^{-(r_j + i_j)},$$

где  $\mathbf{i} = [i_1, \dots, i_M]^T$  из множества  $\Omega_{k,l}$  определяются как

$$\Omega_{k,l} = \left\{ [i_1, \dots, i_m] \in \mathbb{Z}^m : \sum_{j=1}^M i_j = l - 1, i_k = 0, i_j \geq 0, \forall j \right\}.$$

В работе [15] реализован численный алгоритм расчета указанных выше законов обобщенного  $\chi^2$  распределе-

ния. Кроме того, на сайте [16] выложен текст соответствующей программы.

[1] Аникин И.Ю., Грузликов А.М., Сидельников Г.Б. Акуст. журн. 2008. **60**, № 1 С. 81.

[2] Harry L., Van Trees. Optimum array processing. part IV.

- Detection, Estimation, and Modulation Theory. New-York: Wiley-interscience., 2002.
- [3] Баронкин В.М., Гладиллин А.И. Анализ эффективности функционирования антенны в пассивном режиме при слабых сигналах. Акустика океана. Сборник трудов XX Российского акустического общества. 2008. **2**, С. 323.
- [4] Леман Э. Проверка статистических гипотез. М.: Наука, 1979.
- [5] Ширяев А.Н. Вероятностно-статистические методы в теории принятия решения. М.: ФМОП МЦНМО, 2011.
- [6] Баронкин В.М. Некоторые вопросы обнаружения последовательности сигналов на фоне помехи. отчет АКИН. М., 1977.
- [7] Hammarwall D., Bengtsson M., Ottersten B. IEEE Trans. Signal Process. Mar. 2008. **56**, N 3. P. 1188.
- [8] Björnson E., Hammarwall D., Ottersten B. IEEE Transactions on Signal Processing 2009. **57**, N 10. P. 4027.
- [9] Scheuer E. IEEE Trans. Rel. Apr. 1988. **37**, N 1. P. 73.
- [10] Магнус Я.Р., Нейдеккер Х. Матричное дифференциальное исчисление с приложениями к статистике и эконометрике. М.: ФИЗМАТЛИТ, 2002.
- [11] Баронкин В.М., Якуничкин А.С. Обобщенная функция неопределенности при квадратичной пространственно-временной обработке. Сборник трудов X Всесоюзной акустической конференции. М., 1983.
- [12] Сташкевич А.П. Акустика океана. Судостроение. Л., 1966.
- [13] Бреховских Л.М. Акустика океана. Наука. М., 1974.
- [14] Amari S., Misa R. IEEE Trans. Rel. Dec. 1997. **46**, N 4. P. 519.
- [15] Davies R. B. Appl. Statistics. 1980. N 29. P. 323.
- [16] Linear combination of chi-squared random variables. [http: www.statsresearch.co.nz/robert/QF.htm](http://www.statsresearch.co.nz/robert/QF.htm)

---

## Estimation of potential efficiency of hydroacoustic system

M. V. Lebedev

Andreyev Acoustics Institute. Moscow 119991, Russia  
E-mail: max\_lebedev@mail.ru

In this work estimation of potential efficiency of hydroacoustic system is obtained. The efficiency criterion is probability of hydroacoustic signal detection with background noise when false alarm probability and target location are known. In the observation model signal and noise are uncorrelated. Covariance of the noise and the signal are known. Analytical formulas for the efficiency criteria for different hydroacoustic system behavior are obtained. In addition, numerical modeling for different detection statistics is given.

PACS: 43.30.Xm, 43.30.Vh, 43.30.Wi

*Keywords:* efficiency of hydroacoustic system, detection probability, array processing, Neyman-Pearson Criterion.

*Received 10 July 2017.*

### Сведения об авторе

Лебедев Максим Витальевич — канд. физ.-мат. наук, ст. науч. сотрудник; тел.: (499) 191-95-44, e-mail: max\_lebedev@mail.ru.

---