

Научная статья

УДК 519.234:621.391

doi: 10.17223/19988605/62/8

Алгоритм обнаружения звукорядов в спектре шумоизлучения морских судов

Игорь Михайлович Рудько

Институт проблем управления им. В.А. Трапезникова РАН, Москва, Россия, igor-rudko@mail.ru

Аннотация. Рассматривается алгоритм обнаружения звукорядов в спектре шумоизлучения морских судов, который основан на модифицированном энергетическом приемнике с использованием на первом этапе фильтра на основе усеченных порядковых статистик для выделения дискретных составляющих спектра шумоизлучения, а на втором этапе – энергетического приемника и критерия максимального правдоподобия, что позволяет оценить наличие звукорядов и определить их основную частоту.

Ключевые слова: дискретные составляющие; звукоряды; порядковая статистика; системы обнаружения; статистическое моделирование.

Для цитирования: Рудько И.М. Алгоритм обнаружения звукорядов в спектре шумоизлучения морских судов // Вестник Томского государственного университета. Управление, вычислительная техника и информатика. 2023. № 62. С. 76–84. doi: 10.17223/19988605/62/8

Original article

doi: 10.17223/19988605/62/8

Algorithm for detecting harmonic series in the noise emission spectrum of sea vessels

Igor M. Rudko

V.A. Trapeznikov Institute of Control Sciences of Russian Academy of Science, Moscow, Russian Federation, igor-rudko@vail.ru

Abstract. An algorithm for detecting harmonic series (HS) in the noise emission spectrum of sea vessels is considered, which is based on a modified energy receiver using, at the first stage, a filter based on truncated order statistics (TOS-filter) to isolate discrete components (DC) of the noise emission spectrum, and at the second stage with using an energy receiver and the maximum likelihood criterion, which makes it possible to assess the presence of harmonic series and determine its fundamental frequency.

Keywords: discrete components; harmonic series; order statistics; detection systems; statistical modeling.

For citation: Rudko, I.M. (2023) Algorithm for detecting harmonic series in the noise emission spectrum of sea vessels. *Vestnik Tomskogo gosudarstvennogo universiteta. Upravlenie, vychislitel'naja tehnika i informatika – Tomsk State University Journal of Control and Computer Science*. 62. pp. 76–84. doi: 10.17223/19988605/62/8

Введение

Гидроакустические средства обнаружения морских судов работают в широкой полосе частот и производят обработку сигналов как во временной, так и в частотной области [1, 2]. Однако наиболее значимым является низкочастотный диапазон, так как в энергетическом спектре этого диапазона наблюдаются узкие локальные максимумы – дискретные составляющие (ДС), обусловленные работой вала, гребного винта и наиболее шумящих механизмов и машин, несущие информацию о типе и режиме работы движителя судна, количестве лопастей у винта и т.д., на основании которой возможно разделить морские суда на основные классы и определить параметры их движения.

Дискретные составляющие, обусловленные вращением винтов, проявляются на частотах, кратных основной гармонике. ДС, связанные с работой механизмов, обычно кратны половине частоты сети электропитания (25 Гц при частоте сети 50 Гц и 30 Гц при частоте сети 60 Гц) [3].

На низких частотах, как правило, ширина ДС существенно меньше, чем на высоких. Часто ДС, возбуждаемые от одного и того же источника, бывают синхронизированы между собой и образуют звукояды (ЗР), т.е. наборы ДС, частоты которых кратны между собой (гармоники).

Так, например, вальный ЗР может содержать ДС на частотах, кратных частоте вращения вала:

$$f_{B_k} = kv/60 = kf_{B_1} \quad (1)$$

где $k = 1, 2, 3, \dots, K$ – номера гармоник; v – скорость вращения вала (об./мин); f_{B_1} – частота вращения вала (Гц). Лопастной ЗР может содержать ДС на частотах, кратных произведению частоты вращения линии вала и числа лопастей винта: $f_{L_k} = zk v/60 = zk f_{L_1}$, где z – число лопастей винта.

Тональные компоненты ЗР являются высокостабильными и имеют очень узкие полосы частот [1, 2, 4]. В отличие от отдельных ДС шум в виде ЗР, несмотря на то что содержит узкополосные составляющие, в целом представляет собой широкополосный шумовой процесс. Узкополосный гидроакустический шум (т.е. ДС общего суммарного шума) для узкополосных систем шумопеленгования является полезным сигналом, обнаруживаемым на фоне помех.

Характеристикой, описывающей ДС шума гидроакустических целей, является их спектральная плотность мощности (СПМ). Эффективная ширина полосы (ЭП) СПМ ДС Δf зависит от значения частоты, на которой она образуется [5], прямо пропорциональна центральной частоте ДС f_1 и составляет 0,03–0,3% от значения f_1 . Относительная полоса СПМ каждой отдельной ДС (или ДС, входящих в состав ЗР, образованного одним общим источником) – постоянная величина. ЭП ДС является линейной функцией ее центральной частоты: $\Delta f_{\Sigma} = \beta f_1$. Соответственно, ЭП каждой k -й гармоники в звукоядре также является линейной функцией частоты: $\Delta f_{\Sigma k} = k\beta f_1$, а общая СПМ всего звукоядра из K ДС обладает масштабными (мультипликативными) свойствами в области частоты. Пример СПМ шума корабля [3] представлен на рис. 1. СПМ представляет суперпозицию ряда ДС и непрерывной части СПМ, имеющей спад частотной характеристики –6 дБ/октаву и принимаемой на фоне широкополосного шума моря, также имеющего спад частотной характеристики –6 дБ/октаву. При обнаружении ДС и шума моря, и непрерывная часть СПМ корабля – помехи, маскирующие ДС.

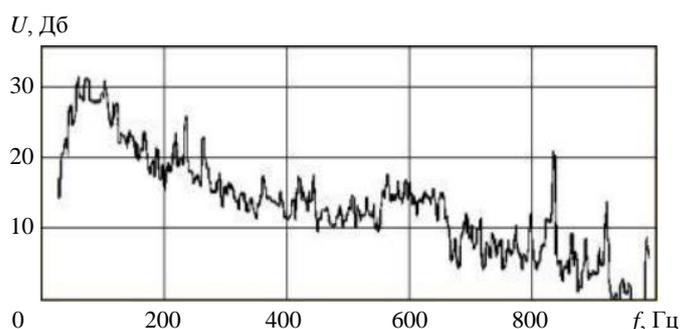


Рис. 1. Пример СПМ шума корабля
Fig. 1. An example of the power spectral density of ship noise

Алгоритм обнаружения ДС предполагает следующую последовательность операций [6]:

- широкополосная полосовая фильтрация (для формирования общего частотного диапазона) в полосе ΔF и «отбеливающий» фильтр [7], преобразующий СПМ помехи в белый шум в полосе ΔF ;
- многоканальная узкополосная полосовая фильтрация (формирование отдельных частотных каналов), т.е. дискретное преобразование Фурье (БПФ) реализации на отрезке длительности T_0 ;
- квадратичное детектирование, т.е. расчет энергетического спектра;
- интегрирование, т.е. накопление (усреднение) энергетических спектров по N реализациям;

– определение порога обнаружения α по правилу Неймана–Пирсона при задаваемой вероятности ложной тревоги $P_{лт}$ и сравнения с порогом (в каждом частотном канале).

Операция обнаружения – это задача проверки двух статистических гипотез: нулевой гипотезы H_0 , когда данные относятся только к шуму (непрерывной части СПМ шумоизлучения), и альтернативной гипотезы H_1 , когда данные относятся к совместному воздействию сигнала (ДС) и шума.

Данный алгоритм описывает многоканальный энергетический приемник [2]. В случае превышения порога в каком либо канале принимается решение об обнаружении ДС. Затем из обнаруженных ДС выбираются ДС, образующие ЗР. Так как каждая ДС обнаруживается независимо от других, при малых отношениях сигнал/помеха обнаружение ЗР становится проблематичным. Известны алгоритмы [8], основанные на вычислении интегрального вейвлет-спектра, которые непосредственно вычисляют ЗР. Вычисление интегрального вейвлет-спектра основано на непрерывном вейвлет-преобразовании сигнала, которое требует больших вычислительных затрат [9].

В настоящей работе рассматривается алгоритм, непосредственно обнаруживающий ЗР, который основан на модифицированном энергетическом приемнике с использованием фильтра на основе усеченных порядковых статистик (УПС-фильтра), и имеющий быстродействие существенно выше, чем вычисление интегрального вейвлет-спектра.

1. Предварительная фильтрация с использованием УПС-фильтра

Пусть на входе системы обнаружения принимается сигнал $S(t)$, который обрабатывается по алгоритму БПФ со следующими параметрами: Δt – интервал дискретизации по времени, $T_0 = L\Delta t$ – длина реализации, L – число временных отсчетов, $\Delta f = 1/T_0$ – разрешающая способность БПФ, $\Delta F = \Delta f L/2$ – полоса анализа БПФ (полоса пропускания входного фильтра системы обнаружения).

Известно [2], что для белого шума оценки СПМ в узкой полосе Δf имеют центральное χ^2 -распределение с $2N$ степенями свободы, где N – число сглаженных (накопленных) СПМ.

За время $T_N = N T_0$ формируется матрица \mathbf{M}_{ij} размерностью $(N \times L/2)$ в координатах (время – i , частота – j), каждый элемент которой x_{ij} имеет центральное χ^2 -распределение с двумя степенями свободы. В многоканальном энергетическом приемнике для каждого элемента разрешения по частоте Δf_j производится накопление (усреднение) СПМ по N реализациям:

$$X_j = \sum_{i=1}^N x_{ij}. \quad (2)$$

Закон распределения энергии принимаемого сигнала, заданный плотностью вероятности $f(x)$ случайной величины X , позволяет математически описать вероятностные характеристики обнаружения – вероятность правильного обнаружения и вероятность ложной тревоги:

$$P_{лт} = \int_h^{\infty} f_{ш}(x) dx, \quad P_{обн} = \int_h^{\infty} f_{с+ш}(x) dx, \quad (3)$$

где h – порог обнаружения; $f_{ш}(x)$ – плотность вероятности случайной величины X при гипотезе H_0 ; $f_{с+ш}(x)$ – плотность вероятности X при гипотезе H_1 .

Плотность распределения статистики X для гауссовского процесса $S(t)$ описывается плотностью χ^2 -распределения $f(x) = k_n(x/\sigma^2)/\sigma^2$, $x \geq 0$, где n – число степеней свободы.

Поскольку распределение для гипотезы H_0 отличается от распределения для гипотезы H_1 только величиной дисперсии, то для гипотезы H_0 : $\mu_0 = 2N\sigma_{ш}^2$, $\sigma_0^2 = 4N\sigma_{ш}^2$, а для гипотезы H_1 : $\mu_1 = 2N(\sigma_{ш}^2 + \sigma_c^2) = 2N\sigma_{ш}^2(1+\rho)$, $\sigma_1^2 = 4N(\sigma_{ш}^2 + \sigma_c^2) = 4N\sigma_{ш}^2(1+\rho)$, где $\rho = \sigma_c^2/\sigma_{ш}^2$ – отношение сигнал/помеха в полосе Δf , а $2N$ – число степеней свободы.

Определим вероятность обнаружения как $P_{обн} = \beta$, тогда $P_{необн} = 1 - \beta$ и в соответствии с (2), (3)

$$P_{необн} = 1 - \beta = \int_0^h \frac{1}{\sigma_1^2} k_{2N} \left(\frac{x}{\sigma_1^2} \right) dx = \int_0^{h/\sigma_1^2} k_{2N}(u) du = K_{2N}(h/\sigma_1^2), \quad (4)$$

где $K_n(x)$ – функция χ^2 -распределения. Порог h определяется из первого уравнения (3) путем задания вероятности ложной тревоги

$$P_{\text{лт}} = \alpha = 1 - \int_0^{h/\sigma_0^2} k_{2N}(u) du = K_{2N}(h/\sigma_0^2) = 1 - K_{2N}(h_0),$$

$$P_{\text{обн}} = \beta = 1 - K_{2N}(h/\sigma_1^2) = 1 - K_{2N}(h_1) = 1 - K_{2N}(h/(1+\rho)).$$

В рассматриваемом алгоритме интегратор (2) заменяется на УПС-фильтр [10, 11] (в каждом частотном канале Δf_j , $1 \leq j \leq L/2$).

Алгоритм работы УПС-фильтра [10] (для одного частотного канала):

1. Вектор-столбец матрицы \mathbf{M}_{ij} разбивается на m одинаковых интервалов, в каждом из которых согласно (2) вычисляется последовательность выборок $\mathbf{X} \sim \{X_1, \dots, X_i, \dots, X_m\}$. Каждый элемент этой выборки X_i имеет центральное χ^2 -распределение с $2n$ степенями свободы, где $n = N/m$. Накапливается c оцениваемых выборок \mathbf{X} .

2. По накопленным выборкам строится матрица \mathbf{X}_{ik} размерностью m строк на c столбцов (c – «глубина» матрицы памяти) – $\{X_1, \dots, X_i, \dots, X_m\}_k$, где $1 \leq k \leq c$.

3. В каждом столбце матрицы \mathbf{X}_{ik} строится порядковая статистика $\mathbf{X}_{(i)k}$, где $1 \leq i \leq m$, – упорядоченные величины статистики X_i , такие что $X_{(1)} \leq X_{(2)} \leq \dots \leq X_{(i)} \leq \dots \leq X_{(m)}$. Если случайные величины X_i статистически независимы и одинаково распределены, то случайные величины $X_{(i)}$ зависимы из-за неравенств между ними.

4. В каждой строке полученной матрицы $\mathbf{X}_{(i)k}$ определяются оценки математических ожиданий (вектор \hat{m}) $\hat{m}_i = \frac{1}{c} \sum_{k=1}^c X_{(i)k}$, где $1 \leq i \leq m$.

5. Порог отсекация k (первый порог) определяется из условия

$$k = \arg \min_i |h_0 - \hat{m}_i|, \quad (5)$$

где $1 \leq i \leq m$, а h_0 определяется по формуле

$$\alpha = \int_0^{h_0} f_{\text{ш}}(x) dx = \frac{1}{2^{n/2} \sigma_0^n \Gamma(n)} \int_0^{h_0} x^{n-1} e^{-x/2\sigma_0^2} dx, \quad (6)$$

где α – заданный квантиль, σ_0^2 – дисперсия шума (известный параметр).

6. Вычисляется оценка

$$W = \sum_{i=k}^m X_{(i)k}. \quad (7)$$

На выходе УПС-фильтра получаем последовательность отфильтрованных оценок W , задача обнаружения по которым решается по «классическому» алгоритму проверки двух гипотез.

УПС-фильтр работает по принципу скользящего окна, т.е. каждый новый вектор \mathbf{X}_k с индексом $c + 1$ вытесняет из матрицы $\mathbf{X}_{(i)k}$ вектор \mathbf{X}_k с индексом 1.

Сравним статистические свойства случайных величин Z и W , сформированных из случайной выборки X_i , $1 \leq i \leq m$, двумя различными способами:

– **Энергетический приемник:** $Z = \sum_{i=1}^m X_i$ – имеет χ^2 -распределение с $2N = 2nm$ степенями свободы и математическим ожиданием $\mu_Z = 2nm\sigma^2$ и дисперсией $\sigma_Z^2 = 4nm\sigma^2$, и в силу центральной предельной теоремы при достаточно больших значениях m ее функция плотности распределения нормализуется: $Z \sim N(\mu_Z, \sigma_Z^2)$.

– **УПС-фильтр:** $W = \sum_{i=k}^m X_{(i)}$, где $X_{(i)}$ при достаточно больших значениях m – $W \sim N(\mu_W, \sigma_W^2)$.

Известно [12], что при больших значениях m достаточно точным приближением к математическому ожиданию элемента порядковой статистики с номером μ_j является значение, удовлетворяющее уравнению $P(x) = j/(m+1)$, где $P(x)$ – функции распределения. Если ввести в рассмотрение функцию Q , такую что $Q[P(x)] = x$, то получим асимптотическую формулу $\mu_j \sim Q(j/(m+1))$, где $1 \leq j \leq m$, т.е. математические ожидания μ_j приближенно равны квантилям функции распределения $P(x)$, взятым с равномерным шагом (в рассматриваемом случае, как следует из (6), $P(x) = k_n(x)$).

Таким образом, для гипотезы H_0 $\mu_j(H_0) = \mu_j \sigma_0^2$, а для гипотезы H_1 $\mu_j(H_1) = \mu_j \sigma_0^2(1 + \rho)$.

Согласно п. 5 алгоритма работы УПС-фильтра порог k определяется по дисперсии шума σ_0^2 – $k = k_0$. При наличии ДС ($\rho > 0$) $\mu_j(H_0) < \mu_j(H_1)$ и определяемый по (5) порог $k_1 < k_0$.

Пример. $N = 64, m = 8, n=8, \rho = 0,5, \sigma_0^2 = 1, \alpha = 0,5$.

Для энергетического приемника:

– гипотеза H_0 : $\mu_{z_0} = 2nm\sigma_0^2 = 128, \sigma_{z_0}^2 = 4nm\sigma_0^2 = 256$;

– гипотеза H_1 : $\mu_{z_1} = 2nm\sigma_0^2(1 + \rho) = 192, \sigma_{z_1}^2 = 4nm\sigma_0^2(1 + \rho) = 384$;

Для УПС-фильтра:

$\mu_j(H_0) = \{9,5534, 11,4976, 13,0832, 14,5804, 16,1225, 17,8403, 19,9557, 23,0991\}$;

$\mu_j(H_1) = \{14,3301, 17,2465, 19,6248, 21,8707, 24,1837, 26,7604, 29,9336, 34,6486\}$.

По формуле (6) $h_0 = 15,3385$. По формуле (5) определяется порог отсекация k : для $\mu_j(H_0)$ $k_0 = 5$.

Пока в полосе Δf_j принимается только помеха $k_0 = 5$ и $W = \sum_{i=5}^8 X_{(i)}$, а $\mu_{w_0} = \sum_{i=5}^8 \mu_i(H_0) = 96,1$.

При появлении ДС с $\rho = 0,5$ математические ожидания $\mu_j(H_1)$ увеличиваются и согласно формуле (5)

порог отсекация уменьшается до $k_1 = 1$ и $W = \sum_{i=1}^8 X_{(i)}$, а $\mu_{w_1} = \sum_{i=1}^8 \mu_i(H_1) = 192$. Таким образом, после

УПС-фильтра уровень широкополосной помехи уменьшается с 128 до 96, т.е. на 1,25 дБ. На рис. 2 приведены результаты статистического моделирования (усреднение по 10 000 реализациям).

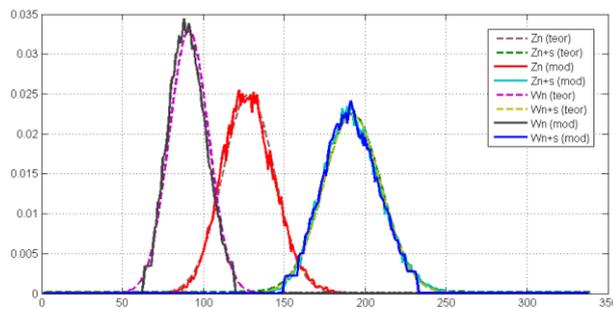


Рис. 2. Плотности вероятности процессов Z и W и их нормированные гистограммы для гипотез H_0 и H_1
 Fig. 2. Probability densities of Z and W processes and their normalized histograms for hypotheses H_0 and H_1

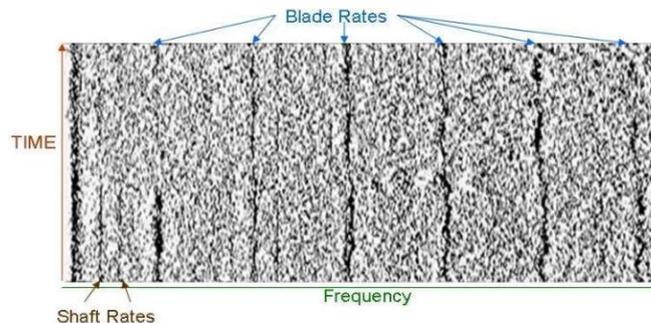


Рис. 3. LOFAR, пример частотно-временной СПМ
 Fig. 3. LOFAR, an example of the time-frequency spectral power density (SPD)

Для всех частотных каналов Δf_j , $1 \leq j \leq L/2$, получаем вектор (СПМ) $\overline{W^j} = (W^1, \dots, W^j, \dots, W^{L/2})$. Временная последовательность оценок СПМ может использоваться для визуального представления спектра низкочастотных звуков в частотно-временном анализе, как сделано, например, в системе гидроакустического наблюдения LOFAR [13]. Пример такой визуализации – на рис. 3. Использование в качестве временных оценок СПМ векторов $\overline{W^j}$, в которых существенно уменьшена широкополосная составляющая исходного СПМ, позволяет обнаруживать слабые ДС.

2. Обнаружение звукояда

Оценки СПМ вычисляются с шагом Δf по частоте. Очевидно, что основная частота ЗР не кратна Δf и может меняться в диапазоне $[f_{\min}, f_{\max}]$, поэтому в ЗР необходима корректировка частоты f_1 .

В заданном диапазоне $[f_{\min}, f_{\max}]$ зададим K возможных значений основной частоты f_1 с шагом Δf и сформируем множество $\{f_1^k\}$ основных частот: $f_1^k = f_{\min}^k + k\Delta f$, $0 \leq k \leq K-1$, $K = (f_{\max} - f_{\min})/\Delta f$.

Применив соотношение (1) для каждой основной частоты f_1^k вычислим последовательность кратных частот $f_i^k = lf_1^k$. Скорректируем значения частот f_i^k путем их округления до ближайших целых значений, соответствующих частотам оценок СПМ в БПФ, $f_i^k = \arg \min_j |j\Delta f - lf_1^k|$, где $1 \leq j \leq L/2$. В результате получим множество $\{\overline{F_k}\}$ векторов $\overline{F_k} = (f_1^k, \dots, f_{L/2}^k)$ скорректированных частот (K векторов). Размер вектора $\overline{F_k} - L_k = \lfloor \Delta f L/2 f_1^k \rfloor$ (целая часть). Для вектора наблюдений $\overline{W^j}$ по каждому значению основных частот из множества $\{f_1^k\}$ вычислим оценку СПМ всего ЗР, используя соответствующие векторы $\overline{F_k}$ в качестве адресов, $W_k^\Sigma = \sum_{i=1}^{L_k} W_k(f_i^k)$. Построив по всем значениям k оценку

условной плотности вероятности $p(W_k^\Sigma | f_1^k) = W_k^\Sigma / \sum_{k=1}^K W_k^\Sigma$, можно по критерию максимального правдоподобия оценить основную частоту ЗР – f_1^{\max} .

После получения оценки W_{\max}^Σ операция обнаружения сводится к задаче проверки двух гипотез:

- H_0 , когда данные относятся только к шуму, для которого известны оценки μ_{w0} и σ_{w0}^2 ;
- H_1 , когда данные относятся к совместному воздействию сигнала (ДС) и шума.

Таким образом, задача сводится к определению порога обнаружения α по правилу Неймана–Пирсона при заданной $P_{\text{лт}}$ и сравнению с порогом. Очевидно, что вероятность $P_{\text{обн}}$ по всему ЗР будет больше, чем $P_{\text{обн}}$ по отдельным ДС. Для статистики Z шума (H_0) $\mu_{z0} = 2nm\sigma_0^2 L_k$, $\sigma_{z0}^2 = 4nm\sigma_0^2 L_k$, а для статистики Z шума и сигнала (H_1) $\mu_{z1} = 2nm\sigma_0^2(1 + \rho')$, $\sigma_{z1}^2 = 4nm\sigma_0^4(1 + \rho')$, где ρ' определяется обобщенным отношением сигнал/помеха в широкой полосе ΔF [7]: $\rho' = \sigma_{1\Sigma}^2 / \sigma_{0\Sigma}^2 = \sum_{i=1}^{L_k} \sigma_{1i}^2 / \sum_{i=1}^{L_k} \sigma_{0i}^2$, а σ_{0i}^2 и σ_{1i}^2 – дисперсии соответственно сигнала и шума в узкой полосе Δf_i .

Для статистики W формулы аналогичны, но σ_{0i}^2 и σ_{1i}^2 определяются на выходе УПС-фильтра.

3. Результаты математического моделирования

В качестве модели шумоизлучения используется модель, описанная в [5, 14]:

$$S(t) = \sum_{k=1}^K A_k \cos \left[\omega_0 t + \int_0^t f(kt) dt + \varphi_0 \right].$$

Данное выражение описывает колебание, модулируемое по частоте, а функция $f(t)$ называется модулирующим сигналом, позволяющим изменять основную частоту ЗР по специальным случайным законам в пределах $5 \div 10\%$ от стационарного режима.

Плотности вероятности процессов Z и W и их нормированные гистограммы для гипотез H_0 и H_1 для одной ДС приведены в *примере* выше и на рис. 2. ЗР состоит из 9 гармоник с одинаковыми амплитудами, основная частота $f_1 = 10,17$ (у.е.), $\Delta F = 128$, $\Delta f = 1$, $N = 64$, $m = 8$, $n = 8$, $\sigma_0^2 = 1$, $\alpha = 0,5$ и для всех гармоник $\rho = 0,5$. На рис. 4 приведены СПМ шума, ЗР и смеси шума и ЗР до и после УПС-фильтра (усреднение по 50 реализациям СПМ).

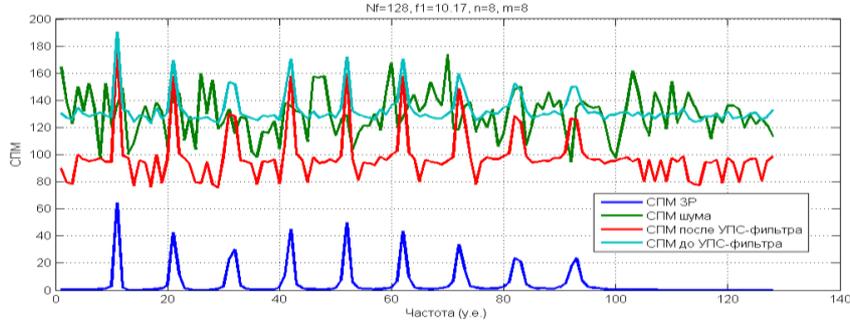


Рис. 4. СПМ шума, ЗР и смеси шума и ЗР до и после УПС-фильтра

Fig. 4. SPD noise, SPD harmonic series (HS) and mixture of noise and HS, before and after TOS-filter

На рис. 5 представлен частотно-временной СПМ до УПС-фильтра (*a*) и после УПС-фильтра (*b*). На рис. 6, *a* для рассматриваемого примера приведены результаты статистического моделирования (усреднение по 10 000 реализациям). На рис. 6, *b* показаны оценки вероятности обнаружения $P_{\text{обн}}$ в зависимости от отношения сигнал/помеха ρ (для ДС) и ρ' (для ЗР).

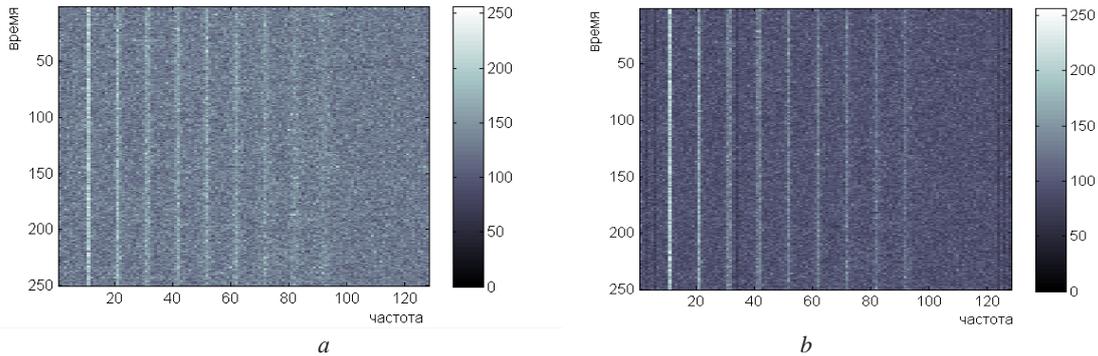


Рис. 5. Частотно-временной СПМ до УПС-фильтра (*a*) и после УПС-фильтра (*b*)

Fig. 5. Time-frequency SPD before the TOS-filter (*a*) and after the TOS-filter (*b*)

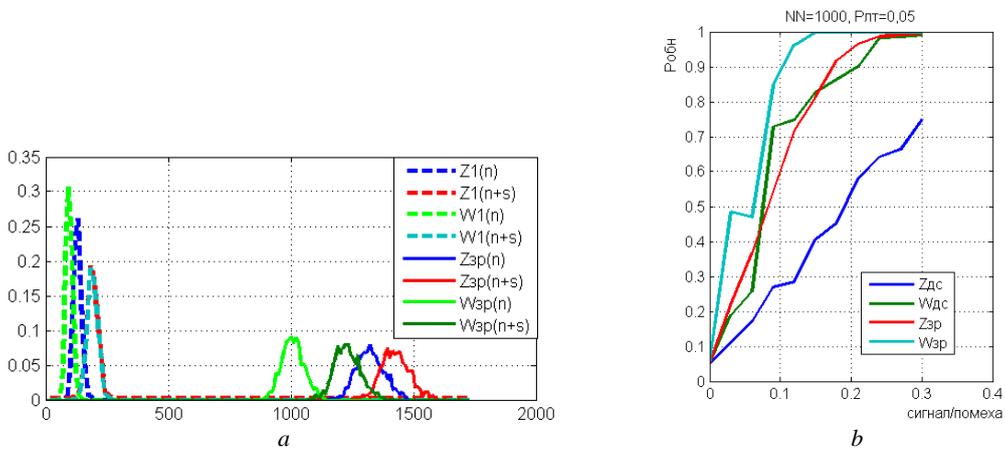


Рис. 6. Нормированные гистограммы процессов Z и W для гипотез $H_0(n)$ и $H_1(n+s)$ (*a*); оценки зависимости $P_{\text{обн}}$ от отношения сигнал/помеха (*b*)

Fig. 6. Normalized histograms of processes Z and W for hypotheses $H_0(n)$ and $H_1(n+s)$ (*a*); estimates of the P_{det} dependence on the signal-to-noise ratio (*b*)

Заключение

Исследован алгоритм обнаружения сигналов (ДС и ЗР) на фоне шума, основанный на свойствах усеченных порядковых статистик (УПС-фильтр), который позволяет обеспечить большую $P_{обн}$ при заданной $P_{лт}$ по сравнению с «классическим» алгоритмом проверки двух гипотез. Выигрыш достигается за счет введения дополнительного порога, отсекающего малые значения обрабатываемого сигнала, и использования для построения оценки этого порога информации, не использующейся в «классическом» алгоритме и содержащейся в предыдущих реализациях сигнала.

Список источников

1. Болгов В.М., Плахов Д.Д., Яковлев В.Е. Акустические шумы и помехи на судах. Л. : Судостроение, 1984. 192 с.
2. Бурдик В.С. Анализ гидроакустических систем. Л. : Судостроение, 1988. 392 с.
3. Горбань И.И. Обработка гидроакустических сигналов в сложных динамических условиях. Киев : Наукова думка, 2008. 276 с.
4. Шаталов Г.В. Моделирование узкополосного шума в виде отдельных дискретных составляющих и широкополосного шума в виде звукоядов // Морская радиоэлектроника. 2010. № 2 (32). С. 38–41.
5. Глазов Ю.Е., Ракитина И.С., Эпендиев М.Б., Глазкова В.Н., Мельникова Е.А. Методы снижения заметности узкополосных процессов в гидроакустическом поле морских подвижных объектов (краткий обзор) // Проблемы машиностроения и автоматизации. 2009. № 3. С. 69–76.
6. Деев В.В., Забродин Ю.М., Пахомов А.П., Тенетко В.А., Титов М.С. Анализ информации оператором-гидроакустиком. Л. : Судостроение, 1990. 192 с.
7. Зарайский В.А., Тюрин А.М. Теория гидролокации. Л. : ВМА, 1975. 604 с.
8. Рохманийко А.Ю., Якунин К.В., Сапрыкин В.А., Малый В.В., Есипов В.С. Устройство обнаружения шумовых гидроакустических сигналов в виде звукояда на основе вычисления интегрального вейвлет-спектра : патент на изобретение РФ № 2464588 от 20.10.2012; приоритет от 15.06.2011.
9. Яковлев А.Н. Введение в вейвлет-преобразования. Новосибирск : Изд-во НГТУ, 2003. 104 с.
10. Рудько И.М. Применение порядковых статистик в задачах обнаружения в частотной области // Управление большими системами. М. : ИПУ РАН, 2016. Вып. 62. С. 6–29.
11. Рудько И.М. Исследование влияния параметров фильтра на основе усеченных порядковых статистик (УПС-фильтра) на его выходные характеристики // Вестник Томского государственного университета. Управление, вычислительная техника и информатика. 2022. № 60. С. 42–51.
12. David H.A., Nagaraja H.N. Order Statistics. John Wiley & Sons, 2003. 458 p. (Wiley Series in Probability and Statistics).
13. Lampert T.A., O'Keefe S.E.M. On the Detection of Tracks in Spectrogram Images // Pattern Recognition. 2013. V. 46 (5). P. 1396–1408.
14. Рудько И.М. Стохастическая модель звукояда // Управление большими системами. М. : ИПУ РАН, 2014. Вып. 49. С. 81–95.

References

1. Bolgov, V.M., Plakhov, D.D. & Yakovlev, V.E. (1984) *Akusticheskie shumy i pomekhi na sudakh* [Acoustic noise and interference on ships]. Leningrad: Sudostroenie.
2. Burdic, W.S. (1988) *Analiz gidroakusticheskikh sistem* [Acoustic system analysis]. Translated from English. Leningrad: Sudostroenie.
3. Gorban, I.I. (2008) *Obrabotka gidroakusticheskikh signalov v slozhnykh dinamicheskikh usloviyakh* [Processing of hydroacoustic signals in complex dynamic conditions]. Kyiv: Naukova Dumka.
4. Shatalov, G.V. (2010) Modeling of narrow-band noise in the form of separate discrete components and wide-band noise in the form of sound sequences. *Morskaya radioelektronika – Marine radioelectronics*. 2(32). pp. 38–41.
5. Glazov, Yu.E., Rakitina, I.S., Ependiev, M.B., Glazkova, V.N. & Melnikova, E.A. (2009) Metody snizheniya zametnosti uzkopolosnykh protsessov v gidroakusticheskom pole morskikh podvizhnykh ob"ektov (kratkiy obzor) [The techniques for hiding the narrow-band components of the primary underwater sound fields of the sea moving objects (a brief review)]. *Problemy mashinostroeniya i avtomatizatsii*. 3. pp. 69–76.
6. Deev, V.V., Zabrodin, Yu.M., Pakhomov, A.P., Tenetko, V.A. & Titov, M.S. (1990) *Analiz informatsii operatorom-gidroakustikom* [Analysis of information by hydroacoustic operator]. Leningrad: Sudostroenie.
7. Zarayskiy, V.A. & Tyurin, A.M. (1975) *Teoriya gidrolokatsii* [Theory of Hydrolocation]. Leningrad: Naval Academy.
8. Rokhmaniyko, A.Yu., Yakunin, K.V., Saprykin, V.A., Maly, V.V. & Esipov, V.S. (2012) *Ustroystvo obnaruzheniya shumovykh gidroakusticheskikh signalov v vide zvukoryada na osnove vychisleniya integral'nogo veyvlet-spektra* [A device for detecting noise hydroacoustic signals in the form of a scale based on the calculation of the integral wavelet spectrum]. Patent No. 2464588 for Invention of the Russian Federation dated October 20, 2012, with priority dated June 15.
9. Yakovlev, A.N. (2003) *Vvedenie v veyvlet-preobrazovaniya* [Introduction to wavelet transforms]. Novosibirsk: NSTU.

10. Rudko, I.M. (2016) Applying Order Statistics to Detection Problems in the frequency domain. *Upravlenie bol'shimi sistemami*. 62(3). pp. 6–29.
11. Rudko, I.M. (2022) Investigating the effect of filter parameters based on truncated order statistics (tos-filter) on its output characteristics. *Vestnik Tomskogo gosudarstvennogo universiteta. Upravlenie, vychislitel'naya tekhnika i informatika – Tomsk State University Journal of Control and Computer Science*. 60. pp. 42–51. DOI: 10.17223/19988605/60/5
12. David, H.A. & Nagaraja, H.N. (2003) *Order Statistics*. John Wiley & Sons.
13. Lampert, T.A., O'Keefe, S.E.M. (2013) On the Detection of Tracks in Spectrogram Images. *Pattern Recognition*. 46(5). pp. 1396–1408.
14. Rudko, I.M. (2014) Stokhasticheskaya model' zvukoryada [Stochastic model of harmonic series]. *Upravlenie bol'shimi sistemami*. 49(14). pp. 81–95.

Информация об авторе:

Рудко Игорь Михайлович – кандидат технических наук, старший научный сотрудник Института проблем управления им. В.А.Трапезникова РАН (Москва, Россия). E-mail: igor-rudko@mail.ru

Автор заявляет об отсутствии конфликта интересов.

Information about the author:

Rudko Igor M. (PhD, Tech. Senior Researcher, V.A. Trapeznikov Institute of Control Sciences of Russian Academy of Sciences, Moscow, Russian Federation). E-mail: igor-rudko@mail.ru

The author declares no conflicts of interests.

Поступила в редакцию 30.07.2022; принята к публикации 01.03.2023

Received 30.07.2022; accepted for publication 01.03.2023