

Рабочие статистики авторегрессионных обнаружителей коротких и сверхкоротких сигналов

В. М. Кутузов[✉], В. П. Ипатов, С. С. Соколов

Санкт-Петербургский государственный электротехнический университет "ЛЭТИ"
им. В. И. Ульянова (Ленина), Санкт-Петербург, Россия

✉ vmkutuzov@etu.ru

Аннотация

Введение. Параметрические методы спектрального оценивания обладают повышенным разрешением по частотному параметру по сравнению с согласованной обработкой сигналов, традиционно используемой в радиолокации. Это делает целесообразным их применение в случаях, когда размер выборки пространственного или временного сигнала жестко ограничен. В то же время параметрические методы не являются оптимальными при приеме одиночных сигналов на фоне нормального неокрашенного аддитивного шума, поэтому для решения вопроса об их применении как самостоятельных методов необходимо, во-первых, обосновать рабочие статистики обнаружения и, во-вторых, построить и проанализировать характеристики обнаружения и помехоустойчивости.

Цель работы. Исследование модифицированных рабочих статистик обнаружения параметрического метода Берга, отличающихся простотой решающих функций и способностью обеспечивать постоянную вероятность ложных тревог при изменении уровня аддитивного шума.

Материалы и методы. В качестве основного метода исследований выбран метод статистического компьютерного моделирования работы предложенных алгоритмов обнаружения, широко используемый при анализе параметрических методов обработки сигналов. Для сравнения полученных в статье характеристик обнаружения выбран известный и описанный в литературе метод гармонического среднего Берга, являющийся наиболее экономичным с точки зрения вычислительных затрат процессора цифровой обработки сигналов.

Результаты. В статье приведены оригинальные решающие функции, полученные в результате преобразования оценок спектральной плотности мощности метода Берга, на основании которых получены и исследованы характеристики обнаружения и помехоустойчивости к сигналоподобным помехам модифицированного метода Берга. Последние являются основой для сравнительного анализа предлагаемых парциальных статистик обнаружения. Показано, что они сохраняют свойство инвариантности вероятности ложных тревог к уровню нормального белого шума.

Заключение. Полученные характеристики обнаружения и помехоустойчивости для сверхкоротких и коротких выборок сигналов позволяют рекомендовать параметрический метод гармонического среднего Берга, реализуемый на основе алгоритма прямого и обратного линейного предсказания, в качестве самостоятельного метода обработки сигналов при жестких ограничениях на размер анализируемой выборки пространственно-временных сигналов.

Ключевые слова: параметрические методы спектрального оценивания, короткие и сверхкороткие выборки локационных сигналов, характеристики обнаружения и помехоустойчивости

Для цитирования: Кутузов В. М., Ипатов В. П., Соколов С. С. Рабочие статистики авторегрессионных обнаружителей коротких и сверхкоротких сигналов // Изв. вузов России. Радиоэлектроника. 2024. Т. 27, № 2. С. 79–92. doi: 10.32603/1993-8985-2024-27-2-79-92

Конфликт интересов. Авторы заявляют об отсутствии конфликта интересов.

Статья поступила в редакцию 27.11.2023; принята к публикации после рецензирования 29.12.2023; опубликована онлайн 29.04.2024

Performance Statistics of Autoregressive Short and Ultrashort Signal Detectors

Vladimir M. Kutuzov, Valery P. Ipatov, Sergey S. Sokolov

Saint Petersburg Electrotechnical University, St Petersburg, Russia

✉ vmkutuzov@etu.ru

Abstract

Introduction. Parametric spectral estimation methods provide an improved level of frequency resolution compared to matched signal processing conventionally used in radar technology. This renders these methods promising for application in cases where the sample size of a spatial or temporal signal is strictly limited. At the same time, parametric methods are not optimal when receiving single signals against the background of normal uncolored additive noise. Therefore, parametric methods can be used as independent approaches provided that, first, working detection statistics are selected and justified and, second, that detection characteristics and noise immunity are constructed and analyzed.

Aim. This paper investigates modified detection statistics of the parametric Burg method, characterized by the simplicity of decision functions and the capacity to provide a constant false alarm probability under varying additive noise levels.

Materials and methods. Statistical computer simulation of the detection algorithms under consideration was conducted. This method is widely used in the analysis of parametric methods of signal processing. The detection characteristics obtained in the work were compared using the well-known Burg harmonic mean method, which involves the lowest computational costs.

Results. The paper presents original decision functions derived from the transformation of power spectral density estimates of the Burg method. The detection characteristics and immunity to signal-like interference of the modified Burg method are obtained and investigated, providing the basis for a comparative analysis of the proposed partial detection statistics. These are shown to retain the property of invariance of false alarm probability to the level of normal white noise.

Conclusion. The obtained detection and noise immunity characteristics for ultrashort and short signal samples allow us to recommend the parametric Burg harmonic mean method, implemented on the basis of a forward and backward linear prediction algorithm, as an independent signal processing method under strict restrictions imposed on the size of the analyzed sample of spatial-temporal signals.

Keywords: parametric methods of spectral estimation, short and ultrashort samples of location signals, detection and noise immunity characteristics

For citation: Kutuzov V. M., Ipatov V. P., Sokolov S. S. Performance Statistics of Autoregressive Short and Ultrashort Signal Detectors. Journal of the Russian Universities. Radioelectronics. 2024, vol. 27, no. 2, pp. 79–92. doi: 10.32603/1993-8985-2024-27-2-79-92

Conflict of interest. The authors declare no conflicts of interest.

Submitted 27.11.2023; accepted 29.12.2023; published online 29.04.2024

Введение. Параметрические алгоритмы спектральной обработки сигналов, обладающие повышенным разрешением, широко применяются в гидро- и радиолокации [1, 2]. Они достаточно подробно описаны в научной литературе [3, 4] и включены в стандартные пакеты прикладных программ, такие как MATLAB. Особую привлекательность параметрические методы демонстрируют в задачах пространственно-временной обработки коротких выборок сигналов, когда традиционные методы со-

гласованной обработки не обеспечивают высокого разрешения, необходимого для обнаружения сигналов на фоне пассивных помех. Однако остается открытым вопрос о возможности их самостоятельного применения как альтернативы согласованным оптимальным методам в задачах обнаружения сигналов и оценивания их информативных параметров. Обеспечивая конкурентоспособные характеристики полного статистического разрешения – обнаружения двух и более сигналов (в трактовке Я. Д. Шир-

мана [5]), они проигрывают известным оптимальным алгоритмам согласованной обработки при обнаружении одиночных сигналов на фоне аддитивного нормального дельта-коррелированного (НДК) шума [6]. Обычно проигрыш оценивается как необходимое увеличение отношения сигнал-шум (ОСШ), которое требуется для обеспечения заданных вероятностных характеристик правильного обнаружения (ВПО) и ложной тревоги (ВЛТ) рассматриваемого алгоритма в сравнении с оптимальным. Это требует построения характеристик обнаружения (ХО) сравниваемого алгоритма при приеме типовых сигналов, в качестве которых обычно рассматриваются сигналы с фиксированной или случайной рэлеевской амплитудой, случайными и равномерно распределенными на интервале начальной фазой и частотой.

Другой важной характеристикой при сравнении алгоритмов обработки локационных сигналов является помехоустойчивость к мощным сигналоподобным (СП) помехам, обычно порождаемым отражениями от местных предметов (здания, сооружения, морская и земная поверхность, метеообразования, дипольные и уводящие помехи) [7]. Построение семейства характеристик помехоустойчивости (ХП) как характеристик обнаружения сигнала на фоне аддитивной смеси НДК-шума и мощной СП-помехи, имеющей определенную расстройку по разрешаемому параметру относительно полезного сигнала, позволяет сделать обоснованный вывод о качестве работы обнаружителя на основе параметрического алгоритма [8]. В качестве базы для сравнения помехоустойчивости традиционно рассматриваются асимптотически оптимальные адаптивные алгоритмы [1, 2, 4, 9], однако следует заметить, что эти алгоритмы рассматривают разрешаемые сигналы, кроме одного, отнесенного к полезному, как сосредоточенные по разрешаемому параметру помехи, подлежащие подавлению (выбеливанию) в процессе адаптации. Это не соответствует постановке задачи полного статистического разрешения-обнаружения и считается квазиполным разрешением-обнаружением, чьи характеристики не достигают потенциально возможных [5]. Тем не менее многие адаптивные алгоритмы доведены до конструктивного решения

и реализуются на практике [10]. При этом потери адаптивных алгоритмов легко оценить, если известно положение мешающего сигнала [5]. На практике такая постановка задачи в радиолокационных приложениях встречается редко, а дополнительные потери на адаптацию при неизвестном положении помехи зависят от критерия и алгоритма адаптации [11]. Ввиду многообразия известных адаптивных алгоритмов оценка их помехоустойчивости не может быть получена в рамках одной статьи, поэтому потери в ОСШ при построении ХП оцениваются относительно исходных оптимальных ХО и ХО рассматриваемых параметрических алгоритмов, построенных без воздействия СП-помехи.

В данной статье исследуется авторегрессионный (АР) алгоритм прямого и обратного линейного предсказания (ЛП), известный также как метод гармонического среднего Берга [3], в ситуациях, когда размер выборки анализируемого дискретного сигнала ограничен и изменяется в пределах от $N = 4$ (сверхкороткие выборки) до $N = 8$ (короткие выборки). При приеме L гармонических, т. е. сосредоточенных в спектральной, временной или пространственной области, сигналов порядок модели K должен быть не менее $K \geq L$ [8]. В то же время при обработке сверхкоротких выборок порядок параметрических моделей, в том числе АР-моделей, нежелательно выбирать более $K = N/2$ [3, 4]. Это связано с тем, что при короткой или сверхкороткой выборке оценка автокорреляционной последовательности (АКП) $r(m)$ этой выборки, необходимой для решения матричного уравнения Юла–Уокера, при больших, а тем более максимальных сдвигах сигнала становится ненадежной, сумма в оценке АКП при $m = N - 1$ вырождается в единственное произведение первого и последнего отсчетов сигнала. Поэтому при анализе сверхкоротких выборок с $N = 4$ мы должны положить порядок АР-модели $K = 2$ и ограничиться анализом разрешения двух сигналов.

Для корректного применения АР-алгоритма должны выполняться два условия: адекватности, гарантирующее возможность описания в рамках АР-модели всего многообразия входных сигнальных комбинаций, и стационарности анализируемых дискретных сигналов, включая приведенный ко входу аддитивный шум. Эти условия

выполняются, если входной сигнал представим в виде суммы конечного числа комплексных гармоник во временной, спектральной или пространственной области $L \leq N-1$, на которую аддитивно накладывается несмещенный НДК-шум с дисперсией $\sigma_{\text{ш}}^2$.

Основные соотношения. Рассмотрим дискретный комплексный сигнал $x(n)$, состоящий из квадратурных составляющих и поступающий на вход алгоритма прямого и обратного ЛП, выполняющего функции анализатора спектра временных или пространственных частот в приемнике когерентной РЛС. В простейшем случае $x(n)$ состоит из аддитивной смеси полезного сигнала $s(n)$ и НДК-шума $e(n)$: $x(n) = s(n) + e(n)$, где $n = 1, 2, \dots, N$ – дискретная переменная. Считаем, что отсчеты сигнала взяты в соответствии с теоремой Котельникова.

АР-уравнение связывает предсказанную оценку $\hat{x}(n)$ дискретного сигнала $x(n)$ в момент времени n с предыдущими отсчетами сигнала $x(n-k)$ [3]:

$$\hat{x}(n) = \sum_{k=1}^K a_k x(n-k), \quad (1)$$

где a_k – комплексные АР-коэффициенты ($k = 1, 2, \dots, K$); $K < N$ – порядок АР-модели. Мощность ошибки ЛП за счет действия шума $e(n)$ можно оценить как $P_n = |x(n) - \hat{x}(n)|^2$. Для стационарных процессов, к которым относится сигнал $x(n)$, уравнение (1) можно записать в обратном направлении, положив АР-коэффициенты a_k^* комплексно-сопряженными.

АР-оценка спектральной плотности мощности (СПМ) $F_{\text{ЛП}}(f)$ сигнала $x(n)$ имеет вид [3]

$$F_{\text{ЛП}}(f) = \frac{P_K}{\left| 1 + \sum_{k=1}^K a_k \exp\{-j2\pi kf\} \right|^2}, \quad (2)$$

где P_K – усредненная в пределах выборки мощность ошибки предсказания сигнала в прямом и обратном направлениях; f – нормированная к шагу дискретизации сигнала безраз-

мерная частота ($f \in [-0.5; +0.5]$). СПМ вида (2) является альтернативой согласованной обработке на основе дискретного преобразования Фурье (ДПФ), оптимальной в задаче обнаружения одиночного гармонического сигнала на фоне НДК-шума. СПМ ДПФ имеет вид

$$F_{\text{ПФ}}(f) = \left| \sum_{n=1}^N x(n) \exp\{-j2\pi(n-1)f\} \right|^2. \quad (3)$$

Обычно СПМ вида (3) вычисляют в фиксированных точках по частоте $f = m$, ($m = 1, 2, \dots, N$), соответствующих некоррелированным частотным каналам ДПФ, перекрывающимся на уровне -3 дБ [5]:

$$F_{\text{ПФ}}(m) = \left| \sum_{n=1}^N x(n) \exp\{-j2\pi(n-1)m/N\} \right|^2, \quad (4)$$

а результат сравнивают с порогом обнаружения $F_{\text{ПФ}}(m) \geq \gamma$, выбираемым исходя из заданной ВЛТ.

При использовании вместо ДПФ АР-оценки спектра естественным шагом при решении задачи обнаружения является сравнение СПМ вида (2) с порогом $F_{\text{ЛП}}(f) \geq \gamma$. Однако следует иметь в виду, что острота максимумов в АР-оценке, соответствующих полезным сигналам, зависит от ОСШ q , которое априори неизвестно. Поэтому оценку СПМ $F_{\text{ЛП}}(f)$ приходится вычислять с достаточно малым шагом по частоте f , рассчитанным на максимально возможное значение q , что приводит к существенному росту вычислительных затрат.

В отличие от ДПФ вида (4), имеющего неравномерную сквозную частотную характеристику, образуемую частотными каналами, перекрывающимися на уровне -3 дБ, алгоритм ЛП является инвариантным к частоте сигнала и имеет равномерный коэффициент усиления во всем диапазоне частот $f \in [-0.5; +0.5]$. В то же время непрерывная переменная f не может быть заменена в АР-оценке СПМ вида (2) на дискретную, как это допустимо в (4).

АР-оценку СПМ (2) можно преобразовать, если выполнить стандартное z -преобразование

вида $z = e^{j2\pi f}$ и разложить характеристический полином в знаменателе на простые множители [3]. Вынесем $z^{-K} = e^{-j2\pi fK}$ из-под знака суммы, что не повлияет на модуль знаменателя в (2). Найдем комплексные корни $z_k = |z_k| e^{j\arg(z_k)}$ выделенного из знаменателя характеристического уравнения:

$$A(z) = \sum_{k=0}^K a_k z^{K-k} = 0, (a_0 = 1). \quad (5)$$

Тогда на основании основной теоремы алгебры знаменатель оценки СПМ (2) можно представить в виде произведения простых сомножителей:

$$F_{\text{ЛП}}(f) = \frac{P_K}{\left| \prod_{k=1}^K (z - z_k) \right|^2}. \quad (6)$$

Комплексные корни (полюса) характеристического уравнения (5) в силу устойчивости фильтра ЛП лежат внутри единичной окружности на комплексной плоскости [4]: при наличии шума всегда $|z_k| < 1$, причем чем ближе z_k к единичной окружности, тем больше и острее соответствующий ему максимум в $F_{\text{ЛП}}(f)$, а его положение по частоте определяется как $f = \arg(z_k)/(2\pi)$. Следовательно, для оценки положения максимумов по частоте в (2) и (6) можно использовать значения аргументов полюсов в уравнении

$$\hat{f}_k = \arg(z_k)/(2\pi), \quad (7)$$

которое можно трактовать как оценку частоты \hat{f}_k . Тогда для сравнения с порогом γ и принятия решения об обнаружении цели можно ограничиться вычислением СПМ в K точках, равных \hat{f}_k (7):

$$F_{\text{ЛП}}(\hat{f}_k) = F_{\text{ЛП}}[\arg(z_k)/(2\pi)] \geq \gamma. \quad (8)$$

При числе гармонических сигналов (целей) $L \leq K$ мощность ошибки предсказания в алгоритме ЛП P_K стремится к мощности (дисперсии $\sigma_{\text{ш}}^2$) аддитивного нормального шума $e(n)$: $P_K \approx \sigma_{\text{ш}}^2$ [2]. СПМ вида (6) может быть норми-

рована к мощности шума путем простого деления на P_K . Тогда нормированная СПМ упрощается и примет вид

$$F_{\text{ЛПн}}(f) = \frac{1}{\left| \prod_{k=1}^K (z - z_k) \right|^2}, \quad (9)$$

но при этом будет обеспечиваться постоянная ВЛТ при изменении мощности шума $\sigma_{\text{ш}}^2$, что является очень полезным свойством данной статистики обнаружения [6]. Для сравнения со скорректированным порогом обнаружения $\gamma_{\text{н}}$ нормированную СПМ $F_{\text{ЛПн}}(f)$ (9) следует также вычислять в точках аргументов полюсов:

$$F_{\text{ЛПн}}(\hat{f}_k) = F_{\text{ЛПн}}[\arg(z_k)/(2\pi)] \geq \gamma_{\text{н}}. \quad (10)$$

Выражение (2) можно факторизовать, представив знаменатель в виде произведения двух сопряженных характеристических полиномов $A(z)$ и $A^*(1/z^*)$ вида (5) [3]:

$$\left| \sum_{k=0}^K a_k z^{K-k} \right|^2 = |A(z)|^2 = A(z) A^*(1/z^*). \quad (11)$$

Комплексные корни полинома $A(z)$ z_k ($k = 1, 2, \dots, K$) будут по-прежнему лежать внутри единичной окружности, а корни полинома $A^*(1/z^*)$ будут определяться как сопряженные обратные величины $1/z_k^*$ и поэтому будут лежать вне единичной окружности. Выражение (11) можно представить как

$$A(z) A^*(1/z^*) = \prod_{k=1}^K (z - z_k)(z - 1/z_k^*). \quad (12)$$

Каждое произведение в правой части формулы (12) при фиксированном k можно записать, проведя обратную факторизацию по аналогии с (11), в виде

$$(z - z_k)(z - 1/z_k^*) = |z - z_k|^2. \quad (13)$$

С учетом (13) СПМ (6) представима в виде произведения квадратов модулей разностей:

$$F_{\text{ЛП}}(f) = \frac{P_K}{\prod_{k=1}^K |z - z_k|^2}. \quad (14)$$

Как и прежде, для вынесения решения об обнаружении полезных сигналов необходимо вычислить оценку СПМ (14) в K точках по частоте, совпадающих с аргументами полюсов, и сравнить результаты с порогом обнаружения. Из этого следует, что АР-оценка СПМ полностью определяется K полюсами АР-модели z_k и энергетическим параметром P_K . Для нормированной АР-оценки СПМ (9) достаточными являются только полюса.

Для отдельного i -го полюса значение СПМ в точке его аргумента примет вид

$$F_{\text{ЛП}} \left[\frac{\arg(z_i)}{\pi} \right] = \frac{P_K}{|1 - |z_i||^2 \prod_{\substack{k=1 \\ k \neq i}}^K |1 - |z_k| \exp\{j[\arg(z_k) - \arg(z_i)]\}|^2}. \quad (15)$$

Очевидно, что при $|z_k| < 1$ $|1 - |z_i||^2 = (1 - |z_i|)^2$. Выражение (15) можно трактовать как вычет вида $\text{Res}(f) = F_{\text{ЛП}}(f) / (1 - |z_i|)^2$ в точке аргумента полюса z_i , который определяет мощность пика СПМ [3]. На основании теоремы о вычетах [12] СПМ (14) после z -преобразования можно представить в виде суммы вычетов $\text{Res}(k)$, вычисленных в точках аргументов полюсов z_k :

$$F_{\text{ЛП}}(z) = \sum_{k=1}^K \frac{z \text{Res}(k)}{z - z_k}. \quad (16)$$

Вклад отдельных полюсов z_k в СПМ вида (15) без учета мощности ошибки P_K при $f = \arg(z_i)/\pi$ определяется в соответствии с (16) как

$$F_{\text{ЛП}k}(f) = |1 - |z_k| \exp\{j[\arg(z_k) - \arg(z_i)]\}|^{-2}, \quad (17) \\ (k \neq i)$$

и зависит от модулей полюсов $|z_k|$ и разности аргументов полюсов $\Delta\psi = \arg(z_k) - \arg(z_i)$.

Введем парциальную нормированную АР-оценку СПМ $F_k(f)$, обусловленную k -м полюсом z_k :

$$F_k(f) = \frac{1}{|z - z_k|^2}. \quad (18)$$

Несложно показать, что вклад каждой парциальной СПМ в (17) может быть как больше, так и меньше 1. Эти оценки СПМ взаимно "усиливают" максимумы полюсов в (14) при условии, что $\Delta\psi < \pi/3$. На рис. 1 в качестве примеров представлены графики полной АР-оценки СПМ вида (2) (красная линия) и двух парциальных оценок вида (18) (синяя и зеленая линии) для выборки длиной $N = 4$ и порядка АР-модели $K = 2$. Рис. 1, а соответствует приему одиночного сигнала с $f = 0$ на фоне НДК-шума при ОСШ $q = 10$ дБ. Для сравнения там же голубой линией приведена оценка СПМ ДПФ, полученная при тех же параметрах сигнала. Рис. 1, б соответствует приему двух сигналов с ОСШ $q_1 = 20$ дБ ($f = 0$) и $q_2 = 40$ дБ ($f = 0.17$), разнесенных по нормированной угловой частоте на $\Delta\psi \approx \pi/3$. Как видно из графиков, парциальные оценки СПМ вида (18), построенные с учетом общей мощности ошибки ЛП P_K , в окрестностях максимумов практически совпадают с полной оценкой СПМ. Оценка на основе ДПФ в этом случае неработоспособна в силу низкой разрешающей способности по частотному параметру и поэтому на рисунке не приведена.

Очевидно, что оценку СПМ вида (14) можно представить через парциальные оценки в виде

$$F_{\text{ЛП}}(f) = \frac{P_K}{\prod_{k=1}^K F_k(f)}. \quad (19)$$

Учитывая незначительный вклад полюсов z_k , не совпадающих по аргументу с отнесенным к сигналу полюсом z_i , можно исключить вклад частных оценок СПМ (17) из статистики

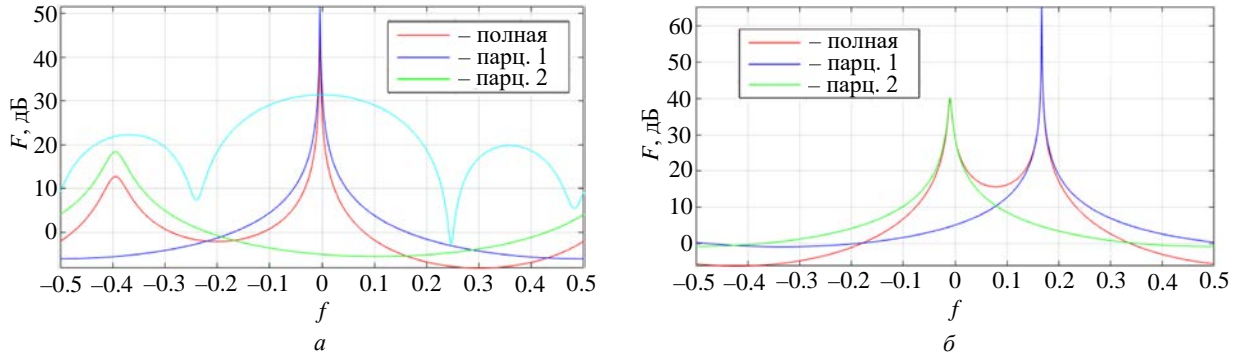


Рис. 1. Полные и частичные оценки СПМ при одном (а) и двух сигналах (б)

Fig. 1. Full and partial power spectral estimates for one (a) and two signals (b)

обнаружения (19) и сравнивать с порогом частные парциальные оценки СПМ вида (18), но с учетом общей для всех полюсов мощности ошибки предсказания P_K :

$$\tilde{F}_k(f) = F_k(f) P_K = \frac{P_K}{|z - z_k|^2} \geq \gamma. \quad (20)$$

Парциальная статистика обнаружения (20) проще в вычислениях, чем полная статистика вида (14). При этом нормированная парциальная оценка СПМ (18) может также рассматриваться как самостоятельная статистика обнаружения, обеспечивающая постоянную ВЛТ при изменении мощности аддитивного шума. Легко показать, что в этом случае проще сравнивать с порогом модуль полюса $|z_k| \geq \gamma$, что даст эквивалентные результаты обнаружения, так как всегда $|z_k| \leq 1$.

При единственном сигнале наблюдается антиподное расположение сигнального и шумового полюсов внутри единичной окружности, что иллюстрирует рис. 2, на котором приведена гистограмма расположения сигнального и шумового полюсов АР-модели второго порядка, полученная по результатам 1000 независимых испытаний. Это означает, что вклад шумового полюса в оценку СПМ вида (17) имеет коэффициент меньше 1, т. е. уменьшает мощность пика в оценке СПМ вида (14), обусловленного сигналом.

Однако уменьшение мощности шумового пика за счет влияния сигнальной парциальной составляющей в (15) проявляется сильнее, что сказывается на уменьшении ВЛТ при увеличении мощности полезного сигнала. В частности, при использовании нормированной статистики обнаружения (9) и ОСШ 40 дБ происходит снижение

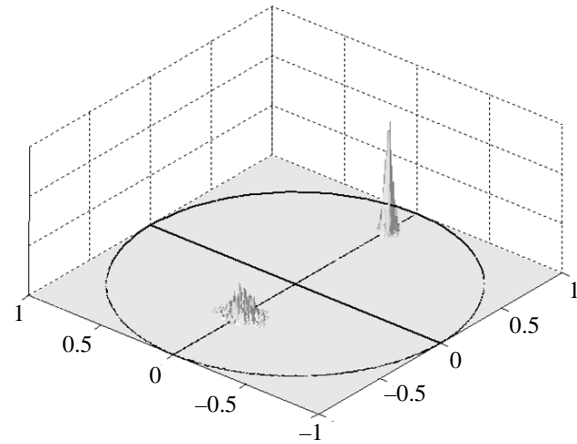


Рис. 2. Гистограмма расположения полюсов АР-модели

Fig. 2. Histogram of the pole location of the autoregressive model

ВЛТ, связанной с шумовым полюсом, на порядок.

При повышении порядка АР-модели, если это позволяет короткая выборка анализируемого сигнала, наблюдается регуляризация положения шумовых полюсов по аргументу. Исследования показали, что при приеме коротких выборок ($N \leq 8$) проявляется своеобразный "эффект отталкивания" шумовых полюсов, который наблюдался и при приеме относительно длинных выборок [13].

Цель работы и объекты исследований. Объектами исследований в данной статье являются рабочие статистики обнаружения гармонических сигналов при коротких и сверхкоротких выборках: полная (8) и нормированная (10) статистики обнаружения, а также парциальные статистики вида (20) (полная) и (18) (нормированная). Целью исследований является анализ ХО гармонического сигнала со случайной равномерно распределенной на интервале $[0; 2\pi]$ начальной фазой, известной или

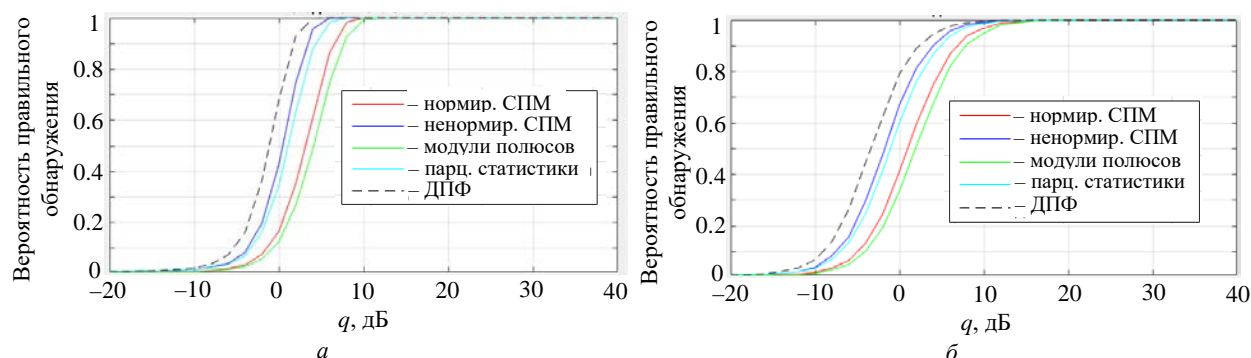


Рис. 3. ХО короткого сигнала ($N = 8$) с постоянной (а) и случайной (б) амплитудами

Fig. 3. Detection characteristic of a short signal ($N = 8$) with constant (a) and random (b) amplitudes

случайной амплитудой и неизвестной на интервале $[-0.5; +0.5]$ нормированной частотой на фоне НДК-шума с равной дисперсией квадратурных составляющих $\sigma_{\text{ш}}^2$, а также ХП при воздействии аддитивной смеси НДК-шума и мощной СП-помехи при различных расстройках полезного и мешающего сигналов по частоте Δf .

Методы исследований. В настоящей статье для построения статистических ХО и ХП использовались методы компьютерного моделирования работы АР-обнаружителей сигналов, подробно описанные в [8, 14], и стандартные пакеты прикладных программ MATLAB.

Основные результаты. ХО и ХП строились в виде зависимостей ВПО \mathcal{D} от входного ОСШ, определяемого как отношение мощностей сигнала P_c и шума $P_{\text{ш}} = 2\sigma_{\text{ш}}^2 q^2 = P_c / (2\sigma_{\text{ш}}^2)$ при фиксированной ВЛТ $\mathcal{F} = 10^{-2}$, оцениваемой для всего диапазона частот $f \in [-0.5; +0.5]$. При сопоставлении характеристик следует учитывать, что АР-алгоритм ЛП является инвариантным к частотам полезного и мешающего сигналов и имеет "канальную" размерность решающей функции, равной порядку АР-модели K , в то время как согласованная обработка на основе ДПФ является принципиально многоканальной по частоте с числом независимых каналов, равным размеру выборки N . Далее приведены ХО и ХП, полученные для короткой ($N = 8$) и сверхкороткой ($N = 4$) выборок сигналов. Характеристики получены с помощью статистического компьютерного моделирования работы алгоритмов при повторении при каждом значении ОСШ $q \cdot 10^4$ независимых экспериментов.

На рис. 3 приведены ХО одиночного гармонического сигнала с фиксированной (а) и случайной (распределенной по закону Рэлея) (б) амплитудами и случайной равномерно распределенной начальной фазой для короткой выборки длиной $N = 8$. Синим цветом приведены ХО для полной статистики обнаружения (8); голубым – для парциальной статистики (20); красным цветом приведены ХО для нормированной статистики (10); зеленым – для нормированной парциальной статистики (18). Штриховой линией приведены ХО согласованной обработки на основе ДПФ для сигнала с известной частотой. Поскольку при построении ХО не моделировалась случайная частота сигнала ($f = \text{const}$), ХО согласованной обработки должны быть сдвинуты на 1.5 дБ из-за неравномерности сквозной частотной характеристики ДПФ [6].

На рис. 4 представлены ХО, аналогичные приведенным на рис. 3, но полученные при сверхкороткой длине выборки сигнала $N = 4$. Цветовое обозначение графиков на рис. 4 совпадает с рис. 3. Штриховой линией по-прежнему отображены оптимальные ХО для согласованной обработки на основе ДПФ.

Как видно из рис. 3 и 4, проигрыш во входном ОСШ Δq АР-алгоритма ЛП относительно оптимальных ХО при уменьшении выборки сигнала N растет и составляет менее 2 дБ при $N = 8$ и 5 дБ при $N = 4$ для полной статистики обнаружения (8). Разница в ХО между полной и нормированной статистиками также возрастает и изменяется от 3 дБ при $N = 8$ до 9 дБ при $N = 4$ в области высоких значений ВЛТ $\mathcal{D} = 0.9$. Случайная амплитуда сигнала, флуктуирующая по закону Рэлея, практически не меняет характер

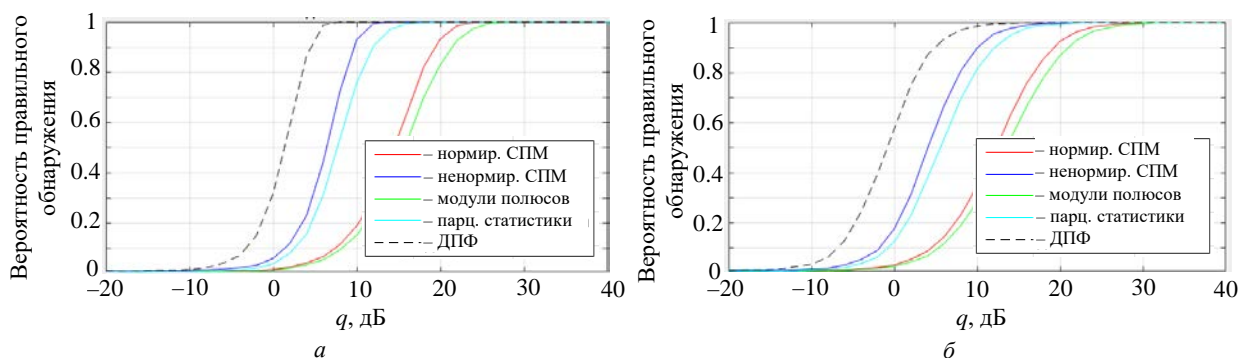


Рис. 4. ХО сверхкороткого сигнала ($N = 4$) с постоянной (a) и случайной (b) амплитудами

Fig. 4. Detection characteristic of an ultrashort signal ($N = 4$) with constant (a) and random (b) amplitudes

потерь в ОСШ. Парциальные статистики обнаружения, в том числе и нормированная, приводят к незначительным дополнительным потерям порядка 1 дБ при $N = 8$ и 2 дБ при $N = 4$.

ХП строились при воздействии аддитивной смеси нормального неокрашенного шума и СП-помехи, мощность которой P_{Π} превышала мощность шума на 40 дБ. Далее приведено семейство ХП для короткой ($N = 8$) и сверхкороткой ($N = 4$) выборок сигнала, полученных при случайных начальных фазах, фиксированных амплитудах и заданных разнотах по частоте по-

лезного и мешающего сигналов. При построении ХП оценивался уровень ВЛТ за счет действия мешающего сигнала при отсутствии во входной выборке полезного сигнала. При этом пороги обнаружения всех статистик оставались такими же, как при построении ХО одиночного сигнала.

На рис. 5 представлены ХП для короткой выборки сигнала ($N = 8$) при различных значениях частотного разнота полезного и мешающего сигналов Δf . ХП, приведенные на рис. 5, a , получены при разноте нормированных частот $\Delta f = 0.1$. Красный цвет графиков соответствует полной

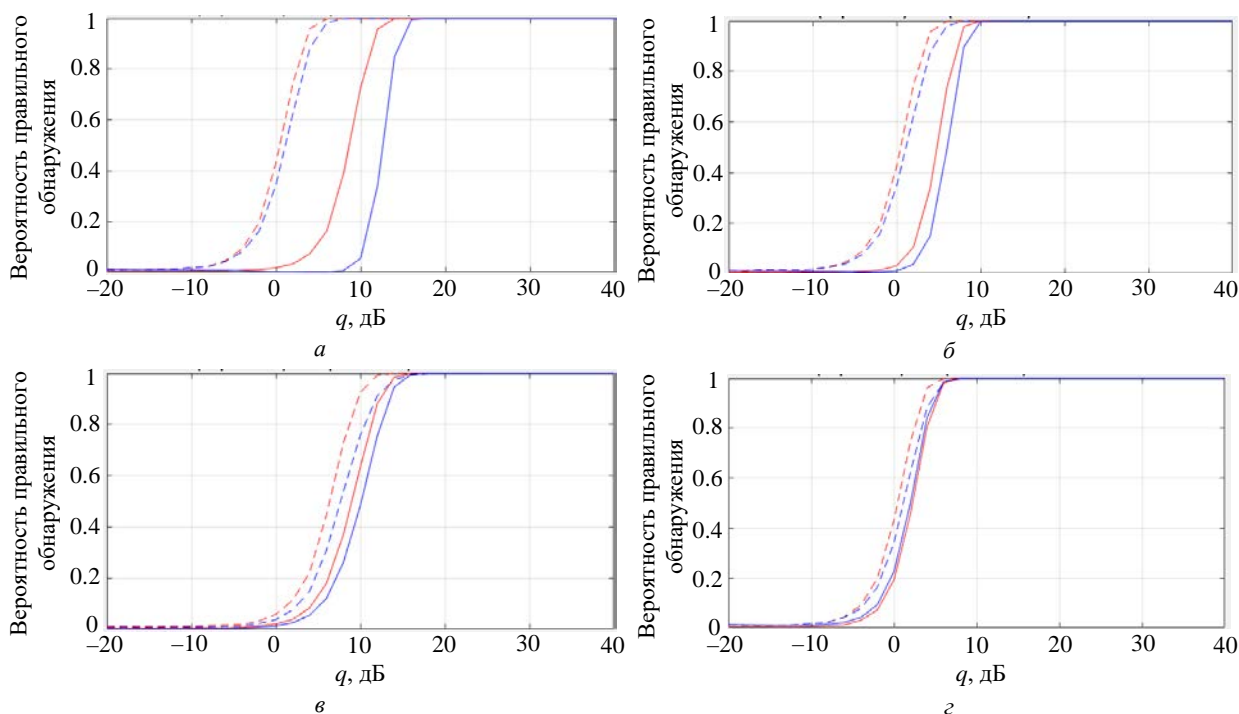


Рис. 5. ХП полной и парциальной статистик обнаружения коротких выборок сигнала ($N = 8$):

$a - \Delta f = 0.1$; $b - \Delta f = 0.2$; $v - \Delta f = 0.3$; $z - \Delta f = 0.4$

Fig. 5. Interference immunity characteristics of full and partial detection statistics for short signal samples ($N = 8$):

$a - \Delta f = 0.1$; $b - \Delta f = 0.2$; $v - \Delta f = 0.3$; $z - \Delta f = 0.4$

статистике обнаружения (8); синий – парциальной статистике обнаружения (19). Штриховыми линиями приведены исходные ХО одиночного сигнала для полной (красный цвет) и парциальной (синий цвет) статистик обнаружения. На рис. 5, б приведены ХП при разносе частот $\Delta f = 0.2$ с сохранением цветовых обозначений графиков предыдущего рисунка. Графики рис. 5, в и г получены при $\Delta f = 0.3$ и $\Delta f = 0.4$ соответственно.

Во всех случаях ВЛТ поддерживалась на уровне $\mathcal{F} \leq 10^{-2}$. При этом ширина главного лепестка эквивалентного ДПФ на уровне -3 дБ равнялась $\Delta F_{\text{ДПФ}} = 0.125$. Заметим, что ХП на рис. 5, а получены в ситуации, когда полезный и мешающий сигналы разнесены в пределах главного лепестка ДПФ ($\Delta f < \Delta F_{\text{ДПФ}}$), чем и объясняется существенный их сдвиг вправо.

На рис. 6 приведены ХП для сверхкороткой выборки ($N = 4$) при тех же значениях и в той же последовательности возрастания частотного разноса полезного и мешающего сигналов. По-прежнему ВЛТ поддерживалась на уровне $\mathcal{F} \leq 10^{-2}$, а ширина главного лепестка эквива-

лентного ДПФ на уровне -3 дБ равнялась $\Delta F_{\text{ДПФ}} = 0.25$. Это означает, что ХП на рис. 6, а, б получены в ситуации, когда полезный и мешающий сигналы перекрываются в пределах главного лепестка ДПФ, причем графики рис. 6, а получены при сильном перекрытии ДПФ-откликов двух сигналов.

Статистическое моделирование показало, что для полной статистики обнаружения (8) ВЛТ при воздействии мощной помехи уменьшается вдвое: $\mathcal{F} \approx 0.5 \cdot 10^{-2}$ как для выборки длиной $N = 8$, так и для выборки длиной $N = 4$. Это можно объяснить тем, что на уровень ВЛТ оказывает влияние только один "шумовой" полюс АР-модели, второй при этом отображает мощный мешающий сигнал (см. рис. 2 и пояснения к нему). При этом парциальная статистика (20), ориентированная на единственный полюс, поддерживает неизменный уровень ВЛТ $\mathcal{F} = 10^{-2}$ при длине выборки $N = 8$. В то же время для сверхкороткой выборки размером $N = 4$ и парциальной статистики обнаружения (20) наблюдается снижение уровня ВЛТ на порядок, до величины $\mathcal{F} \approx 0.1 \cdot 10^{-2}$.

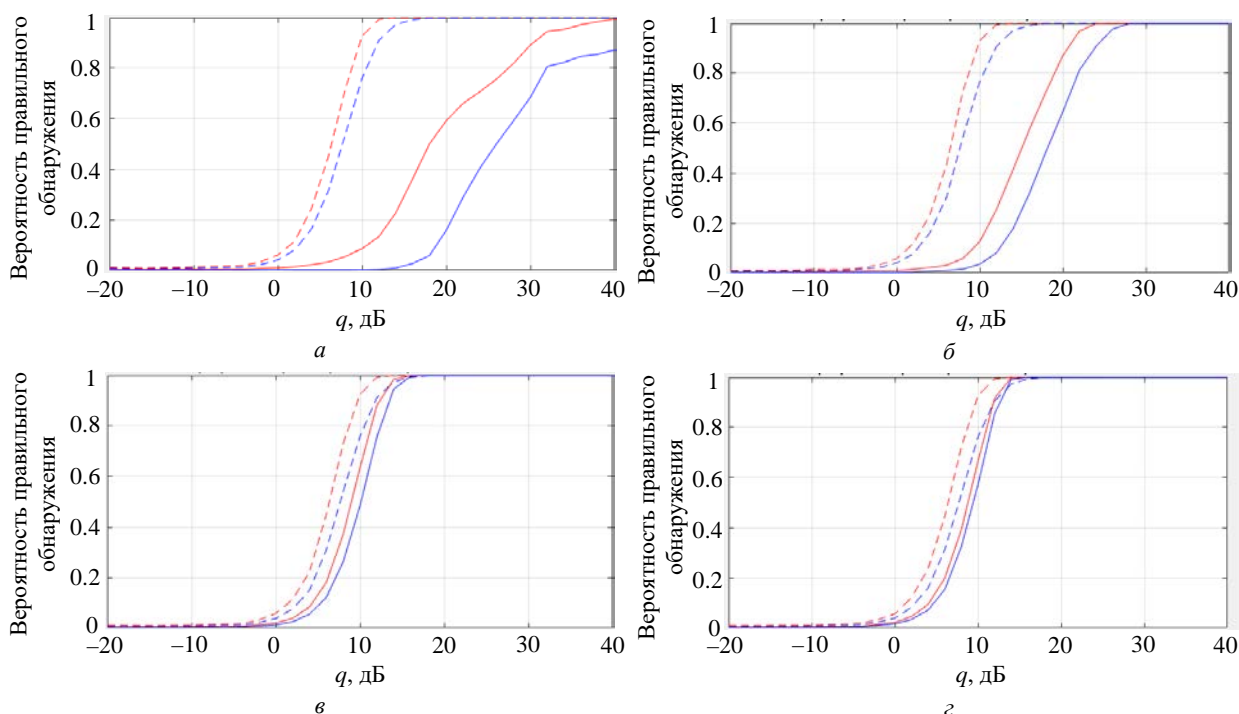


Рис. 6. ХП полной и парциальной статистик обнаружения сверхкоротких выборок сигнала ($N = 4$):

а – $\Delta f = 0.1$; б – $\Delta f = 0.2$; в – $\Delta f = 0.3$; г – $\Delta f = 0.4$

Fig. 6. Interference immunity characteristics of full and partial detection statistics for ultrashort signal samples ($N = 4$):

а – $\Delta f = 0.1$; б – $\Delta f = 0.2$; в – $\Delta f = 0.3$; г – $\Delta f = 0.4$

Построение ХП для нормированных статистик обнаружения вида (10) и (18) продемонстрировало их низкую помехоустойчивость к мощным СП-помехам. Удовлетворительный уровень ВПО $\mathcal{D} > 0.8$ достигался при разносе частот $\Delta f > 1/N$ и больших, более 40 дБ, и соизмеримых ОСШ q^2 полезного и отношении помеха-шум (ОПШ) $q_{\Pi}^2 = P_{\Pi}/(2\sigma_{\Pi}^2)$ мешающего сигналов. Это ограничивает применение нормированных статистик обнаружения на практике.

Приведенные на рис. 5, 6 ХП для полной и парциальной статистик обнаружения можно рассматривать как частный случай характеристик полного статистического разрешения – обнаружения двух сигналов по частотному параметру, полученных при заданной постоянной амплитуде одного сигнала (ОСШ $q_1 = \text{const}$) и пошагово изменяющейся амплитуде второго (ОСШ $q_2 = \text{var}$). В этом случае вероятность правильного разрешения обнаружения одновременно двух сигналов можно записать как $\mathcal{D}_{12} = \mathcal{D}_1 \times \mathcal{D}_2$, где сомножителями являются ВПО первого и второго сигналов. При ОСШ $q_1 = 40$ дБ ВПО первого мощного сигнала $\mathcal{D}_1 \approx 1$, поэтому приближенно можно считать $\mathcal{D}_{12} \approx \mathcal{D}_2 = \mathcal{D}$. Для случая полного статистического разрешения-обнаружения полезного и мешающего сигналов по частоте были построены зависимости частотного разнеса Δf_d от входного ОСШ q_2 , при которых обеспечивалось фиксированное значение ВПО $\mathcal{D}_{12} = \text{const}$. На рис. 7 приведены зависимости Δf_d от ОСШ

q_2 при ВПО одновременно двух сигналов $\mathcal{D}_{12} = 0.8$ для короткой (а) и сверхкороткой (б) выборки. Красным цветом приведены зависимости для полной статистики обнаружения (8), синим – для парциальной (20). По-прежнему ВЛТ не более $\mathcal{F} \leq 10^{-2}$.

Как видно из графиков для коротких выборок длиной $N = 8$ (рис. 7, а), есть область значений ОСШ, где полная статистика обнаружения разрешает лучше парциальной статистики ($q_2 > 5$ дБ). При меньших значениях ОСШ лучшее разрешение демонстрирует парциальная статистика. При сверхкоротких выборках сигнала с $N = 4$ (рис. 7, б) при всех значениях ОСШ q_2 полная статистика имеет лучшее статистическое разрешение-обнаружение по частотному параметру.

На практике часто требуется сравнение показателей статистического разрешения-обнаружения с рэлеевским пределом, в котором непосредственно не учитывается присутствие шума. В данном случае эта точка по оси ординат на графиках рис. 7 определяется шириной главного лепестка эквивалентного ДПФ. В случае $N = 8$ это значение равно $\Delta f_d = 0.125$, при $N = 4$ $\Delta f_d = 0.25$. Для полной статистики (8) и длины выборки $N = 8$ для разрешения с ВПО $\mathcal{D}_{12} = 0.8$ двух сигналов, разнесенных на величину рэлеевского предела $\Delta f_d = 0.125$, требуется ОСШ $q_2 = 9.5$ дБ. Для длины выборки $N = 4$ при разнесении сигналов на $\Delta f_d = 0.25$ потребуется $q_2 = 14.5$ дБ. Для парциальной статистики в аналогичных условиях требуется ОСШ

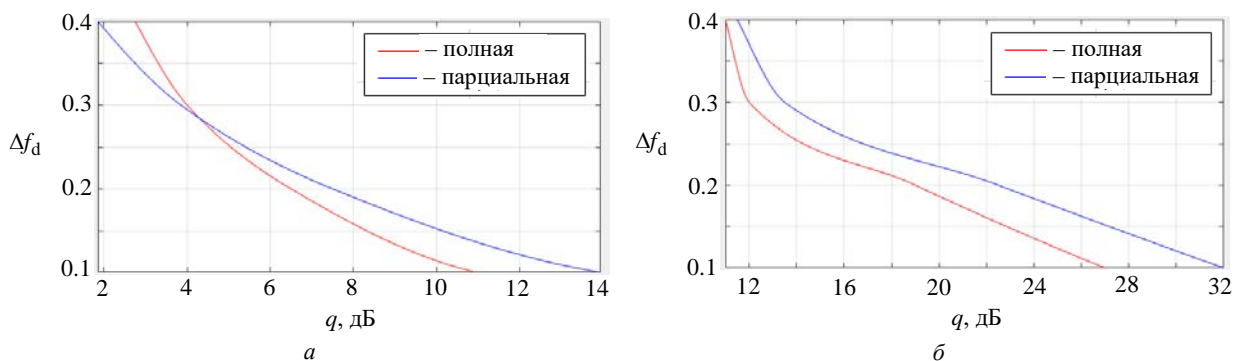


Рис. 7. Зависимость статистического разрешения-обнаружения по частоте Δf_d от ОСШ q_2 : а – $N = 8$; б – $N = 4$

Fig. 7. Statistical resolution-detection by frequency Δf_d as a function of the signal-to-noise ratio q_2 : а – $N = 8$; б – $N = 4$

$q_2 = 12$ дБ и $q_2 = 17$ дБ соответственно. Напомним, что ДПФ при мощном сигнале с $q_1 = 40$ дБ в этих условиях не разрешает два сигнала. Для оценки потерь при адаптации к помехе с известной частотой можно воспользоваться коэффициентами использования энергии η и выигрыша B [15], которые при больших ОПШ $q_{\Pi}^2 \gg 1$ с учетом СПМ многоканального ПФ (3) представимы в виде $\eta = (1 + q_{\Pi}^2)^{-1} F_{\Pi\Phi}(f)$ и $B = (1 + q_{\Pi}^2)^{-1} F_{\Pi\Phi}(f) [1 + q_{\Pi}^2 F_{\Pi\Phi}(f)]$ при фиксированном частотном разnose Δf_d . В частности, в идеализированном случае известной частоты помехи при $f = \Delta f_d$ коэффициент использования энергии $\eta = -36.9$ дБ, а коэффициент энергетического выигрыша $B = 6$ дБ. В результате для многоканального алгоритма ДПФ с адаптацией к априори известной частоте помехи при $\mathcal{D} = 0.8$ требуемое ОСШ будет равно $q = 9$ дБ для $N = 8$ и $q = 11$ дБ для $N = 4$. Очевидно, что в случае неизвестной частоты требуемое для адаптации ОСШ будет увеличиваться [1, 2, 11, 15].

Выводы. Исследования предложенных рабочих статистик обнаружения коротких и сверхкоротких выборок сигналов позволяют сделать следующие выводы.

Представление СПМ $F_{\Pi\Phi}(f)$ на основе полюсов АР-модели z_k позволяет сократить метрику решающих функций до принятого порядка модели K , что существенно упрощает их вычисление при сравнении с порогами обнаружения.

Нормированные к мощности ошибки предсказания P_K статистики обнаружения параметрического алгоритма ЛП (10) и (18) обеспечивают постоянный уровень ВЛТ, инвариантный к мощности аддитивного неокрашенного

шума, но имеют неудовлетворительную помехоустойчивость к пассивным помехам и не могут быть рекомендованы к применению.

Проигрыш во входном ОСШ АР-алгоритма ЛП относительно оптимальных ХО составляет менее 2 дБ при длине выборки $N = 8$ и не более 5 дБ при $N = 4$ для полной статистики обнаружения (8). Переход к парциальным статистикам обнаружения добавляет незначительные потери в ОСШ порядка 1 дБ при $N = 8$ и 2 дБ при $N = 4$. Разница между ХО оптимального и исследуемых статистик обнаружения алгоритма ЛП не изменяется при переходе от сигнала с фиксированной амплитудой к сигналу с флуктуирующей по закону Рэлея амплитудой.

Полная (8) и парциальная (20) статистики обнаружения обладают повышенной помехоустойчивостью к сосредоточенным СП-помехам по сравнению с согласованной обработкой сигналов, сохраняя работоспособность при воздействии помехи в пределах главного лепестка ДПФ и запасе во входном ОСШ.

Сопоставление характеристик статистического разрешения-обнаружения по частоте для двух разновеликих сигналов для полной (8) и парциальной (20) статистик обнаружения позволяет сделать вывод об их повышенной разрешающей способности. Парциальная статистика (20), будучи более простой в реализации, несколько проигрывает полной статистике (8) в разрешающей способности при анализе сверхкоротких выборок. При анализе коротких выборок эти две статистики обнаружения сопоставимы по статистическому разрешению-обнаружению.

Таким образом, можно рекомендовать параметрический алгоритм ЛП, использующий полную и парциальную рабочие статистики на основе полюсов АР-модели, в качестве самостоятельного алгоритма обнаружения коротких и сверхкоротких сигналов в пространственной, временной и спектральной областях.

Список литературы

1. Малышкин Г. С. Оптимальные и адаптивные методы обработки гидроакустических сигналов. Т. 2: Адаптивные методы. СПб: Концерн «ЦНИИ "Электроприбор"», 2011. 374 с.
2. Haykin S. Adaptive Filter Theory. 5th ed. London: Pearson, 2013. 913 p.
3. Марпл-мл. С. Л. Цифровой спектральный анализ и его приложения / пер. с англ. М.: Мир, 1990. 584 с.
4. Kay S. Modern Spectral Estimation. N. J.: Prentice-Hall, 1988. 543 p.
5. Ширман Я. Д. Разрешение и сжатие сигналов. М.: Сов. радио, 1974. 360 с.
6. Основы проектирования многопозиционных дециметровых РЛС пространственной волны / В. М. Кутузов, А. В. Бархатов, А. В. Безуглов, В. И. Веремьев, А. А. Коновалов; под ред. В. М. Кутузова. СПб.: Изд-во СПбГЭТУ "ЛЭТИ", 2012. 191 с.

7. Справочник по радиолокации: в 2 кн. Кн. 2 / под ред. М. И. Скольника. М.: Техносфера, 2015. 680 с.
8. Кутузов В. М., Мазуров К. А. Многогосегментный авторегрессионный алгоритм обработки сложномодулированных сигналов: характеристики помехоустойчивости // Изв. вузов России. Радиоэлектроника. 2010. Вып. 6. С. 37–41.
9. Джиган В. И. Адаптивная фильтрация сигналов: теория и алгоритмы. М.: Техносфера, 2013. 528 с.
10. Гантмахер В. Е., Быстров Н. Е., Чеботарев Д. В. Шумоподобные сигналы: анализ, синтез, обработка. СПб.: Наука и техника, 2005. 396 с.
11. Монзинго Р. А., Миллер Т. У. Адаптивные антенные решетки. Введение в теорию. М.: Радио и связь, 1986. 446 с.

12. Корн Г., Корн Т. Справочник по математике. Для научных работников и инженеров. М.: Наука, 1974. 832 с.
13. Tufts D.W., Kumaresan R. Estimation of Frequencies of Multiple Sinusoids: Making Linear Prediction Perform Like Maximum Likelihood // Proc. of the IEEE. 1982. Vol. 70, № 9. P. 77–94.
14. Кутузов В. М., Мазуров К. А. Многогосегментный авторегрессионный алгоритм обработки сложномодулированных сигналов в задачах обнаружения скоростных целей // Радиотехника. 2012. Вып. 7. С. 33–39.
15. Ширман Я. Д., Манжос В. Н. Теория и техника обработки радиолокационной информации на фоне помех. М.: Радио и связь, 1981. 416 с.

Информация об авторе

Кутузов Владимир Михайлович – доктор технических наук (1997), профессор, заведующий кафедрой радиотехнических систем Санкт-Петербургского государственного электротехнического университета "ЛЭТИ" им. В. И. Ульянова (Ленина), президент университета. Автор более 270 научных работ. Сфера научных интересов – радиолокация.
Адрес: Санкт-Петербургский государственный электротехнический университет "ЛЭТИ" им. В. И. Ульянова (Ленина), ул. Профессора Попова, д. 5 Ф, Санкт-Петербург, 197022, Россия
E-mail: vmkutuzov@etu.ru
<https://orcid.org/0000-0002-3438-1361>

Ипатов Валерий Павлович – доктор технических наук (1983), профессор (1985) кафедры радиотехнических систем Санкт-Петербургского государственного электротехнического университета "ЛЭТИ" им. В. И. Ульянова (Ленина). Заслуженный деятель науки РФ (2001), почетный радист СССР (1983). Автор более 300 научных работ. Сфера научных интересов – радиоэлектронная системотехника; статистическая теория связи; широкополосные системы радиолокации, радионавигации и передачи данных; теория сигналов.
Адрес: Санкт-Петербургский государственный электротехнический университет "ЛЭТИ" им. В. И. Ульянова (Ленина), ул. Профессора Попова, д. 5 Ф, Санкт-Петербург, 197022, Россия
E-mail: vpiratov@etu.ru

Соколов Сергей Сергеевич – доктор технических наук (1996), профессор (1998), профессор кафедры микрорадиоэлектроники и технологии радиоаппаратуры Санкт-Петербургского государственного электротехнического университета "ЛЭТИ" им. В. И. Ульянова (Ленина). Автор более 85 научных публикаций. Сфера научных интересов – регистрация процессов с двойной стохастичностью, адаптивные методы оценивания параметров сигналов; системная инженерия.
Адрес: Санкт-Петербургский государственный электротехнический университет "ЛЭТИ" им. В. И. Ульянова (Ленина), ул. Профессора Попова, д. 5 Ф, Санкт-Петербург, 197022, Россия
E-mail: sssokolov@etu.ru

References

1. Malyshkin G. S. Optimal and Adaptive Methods for Processing Hydroacoustic Signals. Vol. 2. Adaptive Methods. St Petersburg, *Kontsern "TsNII "Elektropribor"*, 2011, 374 p. (In Russ.)
2. Haykin S. Adaptive Filter Theory. 5th ed. London, Pearson, 2013, 913 p.
3. Marple Jr. S. L. Digital Spectral Analysis with Applications. New Jersey, Prentice-Hall, 1987, 492 p.
4. Kay S. Modern Spectral Estimation. New Jersey, Prentice-Hall, 1988. 543 p.
5. Shirman Ya. D. Resolution and Compression of Signals. Moscow, *Sov. Radio*, 1974, 360 p. (In Russ.)
6. Kutuzov V. M., Barkhatov A. V., Bezuglov A. V., Verem'ev V. I., Kononov A. A. Fundamentals of Design of Multi-Position Decimeter Sky-Wave Radars.

Ed. by V. M. Kutuzov. St Petersburg, *Izd-vo SPbSETU "LETI"*, 2012, 191 p. (In Russ.)
7. Handbook on Radar. Ed. M. I. Skolnik. Book 2. Moscow, Tekhnosphere, 2015, 680 p. (In Russ.)
8. Kutuzov V. M., Mazurov K. A. Multi-Segment Autoregressive Algorithm for Processing Complex Modulated Signals: Noise Immunity Characteristics. J. of the Russian Universities. Radioelectronics. 2010, iss. 6, pp. 37–41. (In Russ.)
9. Dzhigan V. I. Adaptive Filtering of Signals: Theory and Algorithms. Moscow, Tekhnosphere, 2013, 528 p. (In Russ.)
10. Gantmakher V. E., Bystrov N. E., Chebotarev D. V. Noise-Like Signals: Analysis, Synthesis, Processing. St Petersburg, *Nauka i Tekhnika*, 2005, 396 p. (In Russ.)

11. Monzingo R. A., Miller T. W. Introduction to Adaptive Arrays. Chichester, John Wiley & Sons, 1980, 541 p.
12. Korn G. A., Korn T. M. Mathematical Handbook for Scientists and Engineers. 2nd ed. New York, McGraw-Hill Book Company, 1968.
13. Tufts D.W., Kumaresan R. Estimation of Frequencies of Multiple Sinusoids: Making Linear Prediction Perform Like Maximum Likelihood. Proc. of the IEEE. 1982, vol. 70, no. 9, pp. 77–94.

14. Kutuzov V. M., Mazurov K. A. Multi-Segment Autoregressive Algorithm for Processing Complex Modulated Signals in Problems of Detecting High-Speed Targets. Radio engineering. 2012, vol. 7, pp. 33–39. (In Russ.)
15. Shirman Ya. D., Manzhos V. N. Theory and Technique of Radar Information Processing Against the Background of Interference. Moscow, *Radio i svyaz*, 1981, 416 p. (In Russ.)

Information about the author

Vladimir M. Kutuzov, Dr Sci. (Eng.) (1997), Professor, Head of the Department of Radio Engineering Systems, President of the Saint Petersburg Electrotechnical University. The author of more than 270 scientific publications. Area of expertise: radiolocation.

Address: Saint Petersburg Electrotechnical University, 5 F, Professor Popov St., Saint Petersburg 197022, Russia

E-mail: vmkutuzov@etu.ru

<https://orcid.org/0000-0002-3438-1361>

Valery P. Ipatov, Dr Sci. (Eng.) (1983), Professor (1985) of Department of Radio Engineering Systems of Saint Petersburg Electrotechnical University. Honored scientist of the RF (2001), honorable radioman of the USSR (1983). The author of more than 300 scientific publications. Area of expertise: radio-electronic system engineering; statistical communication theory; broadband radar, navigation and data systems; signal theory.

Address: Saint Petersburg Electrotechnical University, 5 F, Professor Popov St., St Petersburg 197022, Russia

E-mail: vipatov@etu.ru

Sergey S. Sokolov, Dr. Sci. (Eng.) (1996), Professor (1998), Professor of the Department of microradioelectronics and radio equipment technology of the Saint Petersburg Electrotechnical University. Author of 85 scientific publications. Area of expertise: registration of processes with double stochasticity, adaptive methods for estimating signal parameters, system engineering.

Address: Saint Petersburg Electrotechnical University, 5 F, Professor Popov St., St Petersburg 197022, Russia

E-mail: sssokolov@etu.ru
