



ФЕДЕРАЛЬНАЯ СЛУЖБА
ПО ИНТЕЛЛЕКТУАЛЬНОЙ СОБСТВЕННОСТИ

(12) ОПИСАНИЕ ИЗОБРЕТЕНИЯ К ПАТЕНТУ

(52) СПК

H04B 1/1027 (2024.01); G01S 7/36 (2024.01)

(21)(22) Заявка: 2023120577, 07.08.2023

(24) Дата начала отсчета срока действия патента:
07.08.2023

Дата регистрации:
24.05.2024

Приоритет(ы):

(22) Дата подачи заявки: 07.08.2023

(45) Опубликовано: 24.05.2024 Бюл. № 15

Адрес для переписки:

620002, г. Екатеринбург, ул. Мира, 19, УрФУ,
Центр интеллектуальной собственности,
Маркс Т.В.

(72) Автор(ы):

Язовский Александр Афонасьевич (RU)

(73) Патентообладатель(и):

Федеральное государственное автономное
образовательное учреждение высшего
образования "Уральский федеральный
университет имени первого Президента
России Б.Н. Ельцина" (RU)

(56) Список документов, цитированных в отчете
о поиске: ЛЕВИН Б.Р. Теоретические основы
статистической радиотехники. В трёх книгах.
Книга третья. М., "Сов.радио", 1976, 288с.
Стр.148, формула (3.156). ПАЛАГИН В.В.
Алгоритмы обнаружения сигналов на фоне
негауссовских помех // Радиоэлектроника и
информатика. 2001. N2 (15). С.32-35. WO
9847243 A2, 22.10.1998. US 10084495 B2,
25.09.2018. SU 907488 A1, (см. прод.)

(54) Способ обнаружения полезного сигнала на фоне аддитивной помехи

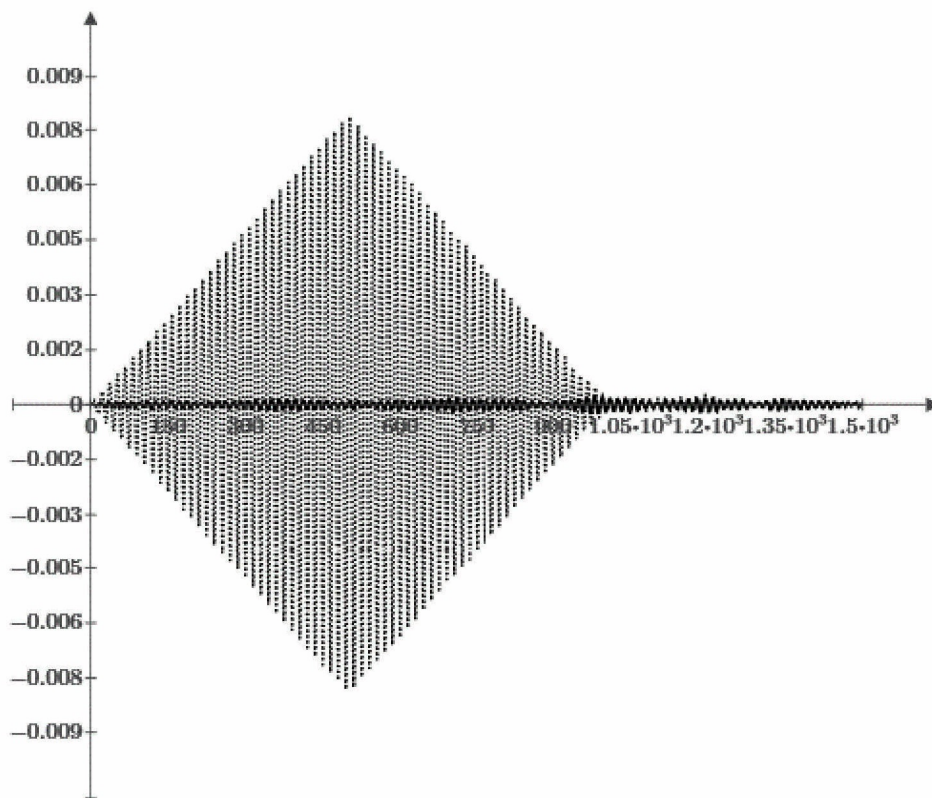
(57) Реферат:

Изобретение относится к области радиоэлектроники и может быть использовано при обнаружении полезных сигналов с неизвестной фазовой или временной задержкой в условиях действия аддитивных широкополосных негауссовых помех при любом соотношении мощностей полезного сигнала и помехи, когда распределения мгновенных значений помехи неизвестны или меняются во времени, а вероятность ложной тревоги должна поддерживаться на заданном уровне. Техническим результатом изобретения является возможность поддерживать в реальных условиях приёма сигналов максимально возможными вероятности правильного принятия решений о наличии или отсутствии полезного сигнала в наблюдаемом процессе на входе приёмного тракта. Способ обнаружения полезного сигнала $s(t)$ на фоне аддитивной помехи заключается в

запоминании в памяти вычислительного устройства последовательности дискретных отсчётов, полученной в результате дискретизации процесса изменения тока или напряжения согласно теореме отсчётов, сортировке сохранённых отсчётов в порядке возрастания для получения вариационного ряда, определении для каждого отсчёта y_i его номера R_i в вариационном ряду, нелинейном преобразовании номера R_i в последовательность отсчётов $f(R_i)$ путём аппроксимации вариационного ряда и вычисления для каждого отсчёта R_i результата аппроксимации в виде отсчёта $\tilde{y}_i$, оценивании плотности вероятности отсчётов $W(\tilde{y}_i)$ и использовании найденной в результате

оценивания зависимости от $\hat{y}_i$ для вычисления отсчётов $1/W(\hat{y}_i)$, оценивании для каждого отсчёта $\hat{y}_i$ характера наклона найденной зависимости, выдаче как результата нелинейного преобразования $f(R_i)$ отсчётов $1/W(\hat{y}_i)$ или $-1/W(\hat{y}_i)$, соответствующих положительному и отрицательному наклону найденной

зависимости, вычислении максимального по модулю значения функции корреляции между последовательностью $f(R_i)$ и заданной последовательностью отсчётов полезного сигнала $s(t_i)$, сравнении с заданным порогом обнаружения и принятии решения о наличии или отсутствии полезного сигнала на выходе приёмного тракта в зависимости от результата сравнения. 4 ил.



Фиг.4

(56) (продолжение):

23.02.1982. RU 2700798 C2, 23.09.2019. RU 158894 U1, 20.01.2016. US 4530076 A, 16.07.1985.



FEDERAL SERVICE
FOR INTELLECTUAL PROPERTY

(12) **ABSTRACT OF INVENTION**

(52) CPC

H04B 1/1027 (2024.01); *G01S 7/36* (2024.01)(21)(22) Application: **2023120577, 07.08.2023**(24) Effective date for property rights:
07.08.2023Registration date:
24.05.2024

Priority:

(22) Date of filing: **07.08.2023**(45) Date of publication: **24.05.2024** Bull. № 15

Mail address:

**620002, g. Ekaterinburg, ul. Mira, 19, UrFU, Tsentr
intellektualnoj sobstvennosti, Marks T.V.**

(72) Inventor(s):

Iazovskii Aleksandr Afonasevich (RU)

(73) Proprietor(s):

**Federal State Autonomous Educational
Institution of Higher Education Ural Federal
University named after the first President of
Russia B.N.Yeltsin (RU)**(54) **METHOD OF DETECTING USEFUL SIGNAL ON BACKGROUND OF ADDITIVE INTERFERENCE**

(57) Abstract:

FIELD: radio electronics.

SUBSTANCE: invention can be used when detecting useful signals with unknown phase or time delay in conditions of action of additive broadband non-Gaussian interference at any ratio of power of useful signal and interference, when distributions of instantaneous values of interference are unknown or vary in time, and the false alarm probability must be maintained at a given level. Method of detecting useful signal $s(t)$ on background of additive noise consists in memorizing in memory of computing device sequence of discrete readings, obtained as a result of discretization of the process of changing current or voltage according to the sampling theorem, sorting the stored readings in ascending order to obtain a variation series, determining for each reading y_i its number R_i in a variation series, non-linear conversion of number R_i into a sequence of readings $f(R_i)$ by approximation of the variation series and calculation for each reading R_i of the approximation result in the form of reading $\tilde{y}_i$, estimating the

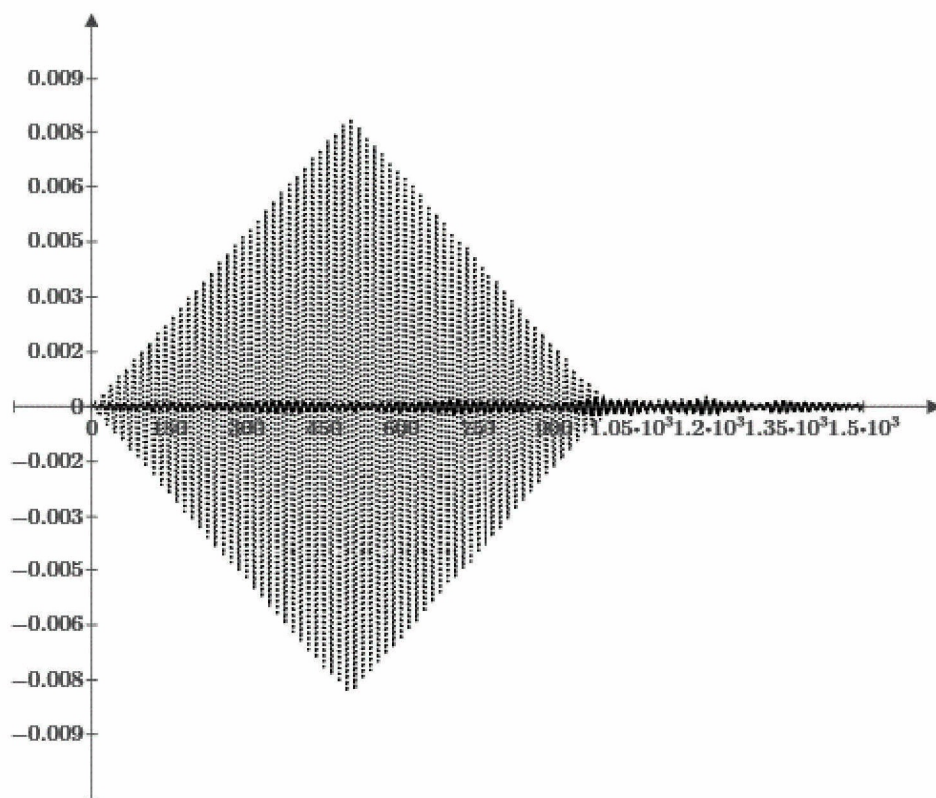
probability density of the counts $W(\tilde{y}_i)$ and using the dependence on $\tilde{y}_i$ found as a result of the estimation to calculate counts $1/W(\tilde{y}_i)$, estimating for each count $\tilde{y}_i$ the nature of the slope of the found dependence, outputting as a result of nonlinear conversion $f(R_i)$ readings $1/W(\tilde{y}_i)$ or $-1/W(\tilde{y}_i)$, corresponding to the positive and negative slope of the found relationship, calculating the maximum modulo value of the correlation function between the sequence $f(R_i)$ and the specified sequence of readings of the useful signal $s(t_i)$, comparing with a given detection threshold and making a decision on the presence or absence of a useful signal at the output of the receiving path depending on the comparison result.

EFFECT: possibility of maintaining, in real conditions of receiving signals, the maximum possible probability of correct decision-making on the presence or absence of a useful signal in the observed process at the input of the receiving path.

1 cl, 4 dwg

RU 2 819 813 C1

RU 2 819 813 C1



Фиг.4

Изобретение относится к области радиоэлектроники и может быть использовано при обнаружении полезных сигналов с неизвестной фазовой или временной задержкой в условиях действия аддитивных широкополосных негауссовых помех при любом соотношении мощностей полезного сигнала и помехи, когда распределения мгновенных значений помехи неизвестны или меняются во времени, а вероятность ложной тревоги должна поддерживаться на заданном уровне. При этом спектр помехи шире спектра сигнала настолько, что отсчёты помехи можно считать независимыми.

В качестве прототипа выбран способ обнаружения полезных сигналов при действии аддитивных негауссовских помех [1, Левин Б.Р. Теоретические основы статистической радиотехники. В трёх книгах. Книга третья. М., «Сов.радио», 1976, 288с. Стр.148, формула (3.156)], включающий дискретизацию процесса изменения тока или напряжения $y(t)$ во времени на выходе приёмного тракта в соответствии с теоремой Котельникова

и получение последовательности дискретных отсчётов $y_i = y(t_i)$ в моменты времени

$t = t_i$, где $i = 1, 2, \dots, N$ - номер отсчёта, сохранение этих отсчётов в памяти вычислительного устройства, сортировку сохранённых отсчётов по порядку возрастания

и получение вариационного ряда, определение для каждого отсчёта y_i его номера R_i в вариационном ряду, которые нелинейно преобразуют в последовательность отсчётов

$f(R_i)$, вычисляют максимальное по модулю значение функции корреляции между последовательностью $f(R_i)$ и заданной последовательностью отсчётов полезного

сигнала $s_i = s(t_i)$, которое далее сравнивают с заданным порогом обнаружения и в зависимости от результата сравнения принимают решение о наличии или отсутствии

полезного сигнала на выходе приёмного тракта.

При этом решение принимают, сравнивая с порогом статистику обнаружения вида

$$z_n = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N s_i f_0 \left[F_1^{-1} \left(\frac{R_i}{N+1} \right) \right], \quad (1)$$

$$\text{где} \quad f_0(y) = c \cdot \frac{d}{dy} \ln[W_x(y)] = c \cdot \frac{W_x^{(1)}(y)}{W_x(y)}, \quad c \neq 0 \quad (2)$$

- амплитудная характеристика (АХ) нелинейного преобразования (НП); $W_x(y)$ -

плотность вероятности (ПВ) значений помехи; $W_x^{(1)}(y) = \frac{d}{dy} W_x(y)$, - первая

производная от функции $W_x(y)$; $F_1^{-1}(y)$ - функция обратная функции распределения значений помехи

$$F_1(y) = \int_{y_{\min}}^y W_x(x) dx$$

Статистика (1) применима только для детерминированного сигнала. В ситуации, когда время появления полезного сигнала или фаза в момент появления неизвестны вместо статистики обнаружения (1) используют отклик согласованного с полезным сигналом фильтра

$$z_i = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{j=0}^{N-1} s_{n-j} \cdot f_0 \left[F_1^{-1} \left(\frac{R_{i-j}}{N+1} \right) \right], \quad (3)$$

Рассмотренный известный способ является оптимальным с точки зрения максимума отношения правдоподобия при условии, что мощность полезного сигнала P_s много меньше мощности помехи по P_x , т.е. отношение сигнал-помеха

$$q = \frac{P_s}{P_x} \ll 1$$

В реальной ситуации распределение значений помехи или её плотность вероятности неизвестны, а помеха может вообще отсутствовать на входе. Заметим, также, что при наличии на входе смеси помехи и сигнала определить характеристики помехи не представляется возможным из-за наличия полезного сигнала.

Рассмотренный известный способ не учитывает реальные условия приёма сигнала и, как показывают эксперименты и моделирование, может существенно проигрывать в эффективности обнаружения по сравнению с обычной линейной корреляционной обработкой или согласованной фильтрацией.

Техническая проблема заключается в необходимости разработки универсального способа, позволяющего в режиме реального времени или с заданной не существенной задержкой максимально эффективно обнаруживать полезный сигнал в реальных условиях приёма, когда вероятностные характеристики помехи неизвестны или меняются во времени, при этом отношение сигнал-помеха может быть произвольным, в том числе и близким к нулю.

Техническим результатом изобретения является возможность поддерживать в реальных условиях приёма сигналов максимально возможными вероятности правильного принятия решений о наличии или отсутствии полезного сигнала в наблюдаемом процессе на входе приёмного тракта.

Для описания предлагаемого способа обнаружения представим амплитудную характеристику нелинейного преобразования полиномом

$$u(y) = \sum_{k=1}^m b_k \vartheta_k(y) \quad (4)$$

где b_k - параметры настройки АХ; $\vartheta_k(y)$ - система из m взаимно-ортогональных функций, отвечающих условиям:

$$\int_{ymin}^{ymax} \vartheta_k(y) \cdot \vartheta_v(y) \cdot W(y) dy = \begin{cases} 1, & k = v \\ 0, & k \neq v \end{cases}$$

- для непрерывного множества случайных значений $y \in [ymin, ymax]$ или

$$\sum_{i=1}^N \vartheta_k(y_i) \cdot \vartheta_j(y_i) = \begin{cases} 1, & k = j \\ 0, & k \neq j \end{cases} \quad (5)$$

- для дискретного по времени $y_i \in [ymin, ymax]$. Здесь y_i - отсчёт входного процесса; N - число отсчётов процесса на интервале наблюдения.

Эти два условия эквивалентны, если на этом интервале наблюдения процесс можно

считать стационарным и эргодическим.

Найдём такие коэффициенты $b_{k \text{ opt}}$, при которых процесс на выходе $u(y_i)$ менее всего в среднеквадратичном смысле отличается от эталонного сигнала a_i

$$I = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N [u(y_i) - c \cdot a_i]^2 \rightarrow \min, \quad c \neq 0$$

или

$$I = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left[\sum_{k=1}^m b_k \vartheta_k(y_i) - c \cdot a_i \right]^2 \rightarrow \min, \text{ при } b_k \rightarrow b_{k \text{ opt}}, c \neq 0 \quad (6)$$

Для поиска минимума $I_{\min}$ найдём частные производные $\frac{\partial}{\partial b_k} I$ и приравняем их к нулю. Решая полученную систему линейных уравнений, с учётом ортогональности функций $\vartheta_k(y)$ получим выражение для оптимальных значений коэффициентов настройки НП

$$b_{k \text{ opt}} = c \frac{d_k}{p_k}$$

Здесь

$$d_k = \sum_{i=1}^N a_i \cdot \vartheta_k(y_i), \quad p_k = \sum_{i=1}^N \vartheta_k^2(y_i) = 1$$

Отсюда следует, что

$$b_{k \text{ opt}} = c \sum_{i=1}^N a_i \cdot \vartheta_k(y_i) \quad (7)$$

Определим функции следующим образом

$$\vartheta_k(y) = \frac{\delta(y - z_k)}{\sqrt{W(z_k)}} \quad (8)$$

Здесь $W(y)$ - одномерная плотность вероятности значений отсчётов y_i ;

$z_k \in [y_{\min}, y_{\max}]$ - пороги квантования, причём $z_k \neq z_j$ для не равных $k \neq j$;

$y_{\min}$ и $y_{\max}$ - обозначают соответственно минимальное и максимальное значения последовательности входных отсчётов y_i ; $\delta(y)$ - дельта-функция, т.е.

$$\delta(y) = \begin{cases} \infty, & \text{если } y = 0 \\ 0, & \text{если } y \neq 0 \end{cases}, \quad \int_{y_{\min}}^{y_{\max}} \delta(y) dy = 1$$

Очевидно, что функции (5) для $z_k \neq z_v$ являются взаимно-ортогональными

$$\begin{aligned}
& \int_{ymin}^{ymax} \frac{\delta(y - z_k)}{\sqrt{W(z_k)}} \cdot \frac{\delta(y - z_v)}{\sqrt{W(z_v)}} W(y) dy = \\
& = \frac{1}{\sqrt{W(z_k)}} \cdot \frac{1}{\sqrt{W(z_v)}} \int_{ymin}^{ymax} \delta(y - z_k) \cdot \delta(y - z_v) W(y) dy = \\
& = \begin{cases} 1, & k = v \\ 0, & k \neq v \end{cases}
\end{aligned}$$

Для дискретных по времени отсчётов y_i справедливо равенство

$$\delta(y_i - z_k) \cdot \delta(y_j - z_k) = \begin{cases} \delta(y_i - z_k), & \text{если } j = i \\ 0, & \text{если } j \neq i \end{cases}$$

Далее считаем квантование осуществляется с шагом $\Delta = z_k - z_{k-1} = const$.

С учётом (8), выражение (7) для оптимального параметра НП принимает вид

$$b_{k \text{ opt}} = c \sum_{j=1}^N a_j \frac{\delta(y_j - z_k)}{\sqrt{W(z_k)}} \quad (9)$$

Тогда отсчёт $u(y_i)$ после оптимального НП

$$u(y_i) = c \sum_{k=1}^m \frac{\delta(y_i - z_k)}{\sqrt{W(z_k)}} \sum_{j=1}^N a_j \frac{\delta(y_j - z_k)}{\sqrt{W(z_k)}}$$

или

$$u(y_i) = c \sum_{k=1}^m \sum_{j=1}^N a_j \frac{\delta(y_i - z_k) \cdot \delta(y_j - z_k)}{W(z_k)}$$

Здесь произведение $\delta(y_i - z_k) \cdot \delta(y_j - z_k) \neq 0$, только если $j = i$, а $y_i = z_k$. С учётом этого, отсчёт $u(y_i)$ после оптимального НП

$$u(y_i) = c \sum_{k=1}^m a_i \frac{\delta(y_i - z_k)}{W(z_k)} \quad (10)$$

Увеличим количество порогов z_k при одновременном уменьшении расстояния между ними: $m \rightarrow \infty, \Delta \rightarrow 0$. В пределе получим непрерывное множество значений

$z \in [ymin, ymax]$. Тогда сумму в (7) можно заменить интегралом:

$$u(y_i) = c \cdot \lim_{\substack{m \rightarrow \infty \\ \Delta z \rightarrow 0}} \sum_{k=1}^m a_i \frac{\delta(y_i - z_k)}{W(z_k)} = c \cdot a_i \int_{ymin}^{ymax} \frac{\delta(y_i - z)}{W(z)} dz = \frac{c \cdot a_i}{W(y_i)} \quad (11)$$

Очевидно, что при замене в (11) функции $1/W(y_i)$ её оценкой, предлагаемый способ становится адаптивным и оптимальным по критерию минимума СКО (6) при любой ПВ $W(y_i)$ входного сигнала y_i .

Предлагаемый способ для слабых сигналов должен быть также эффективен, что и прототип. Для этого разложим в (11) нелинейное преобразование $1/W(y_i)$ аддитивной смеси y_i полезного сигнала s_i и помехи x_i в ряд Тейлора по степеням сигнала s_i и ограничимся двумя первыми членами ряда ввиду малости s_i

$$1/W(y_i) \approx \left[\frac{1}{W(x_i)} \right] + s_i \cdot \left\{ \frac{d}{dx_i} \left[\frac{1}{W(x_i)} \right] \right\}$$

Тогда после НП, с учётом (10), получим

$$u(y_i) \approx c \cdot a_i \cdot \left[\frac{1}{W(x_i)} \right] + c \cdot s_i \cdot a_i \cdot \left\{ \frac{d}{dx_i} \left[\frac{1}{W(x_i)} \right] \right\}$$

Здесь только второе слагаемое содержит полезный сигнал s_i и множитель $\left\{ \frac{d}{dx_i} \left[\frac{1}{W(x_i)} \right] \right\}$, который приводит к модуляции полезного сигнала s_i помехой x_i по амплитуде и случайной смене полярности, которая может разрушить когерентность последующего накопления сигнала s_i и привести к ухудшению характеристик его обнаружения.

Чтобы не допустить этого достаточно определить опорный сигнал a_i как

$$a_i = s_i \cdot \text{sign} \left\{ \frac{d}{dx_i} \left[\frac{1}{W(x_i)} \right] \right\} \cong s_i \cdot \text{sign} \left\{ \frac{d}{dy_i} \left[\frac{1}{W(y_i)} \right] \right\}, \quad (12)$$

где нелинейное преобразование

$$\text{sign}(y) = \begin{cases} 1, & \text{если } y \geq 0 \\ -1, & \text{если } y < 0 \end{cases}$$

- используется для смены полярности ожидаемого сигнала.

Использование в (12) плотности вероятности значений отсчётов входного процесса y_i , а не помехи x_i обусловлено их приближённым равенством для слабого сигнала s_i .

Таким образом, отсчёты процесса после адаптивного НП

$$u(y_i) = \frac{c \cdot s_i}{W(y_i)} \cdot \text{sign} \left\{ \frac{d}{dy_i} \left[\frac{1}{W(y_i)} \right] \right\} = - \frac{c \cdot s_i}{W(y_i)} \cdot \text{sign}[W^{(1)}(y_i)] \quad (13)$$

Результат линейной корреляционной обработки, согласованной с сигналом s_i , можно получить простым накоплением отклика $u(y_i)$

$$E = \sum_{i=1}^N u(y_i) = \sum_{i=1}^N f(y_i) \cdot s_i, \quad (14)$$

$$\text{где} \quad f(y) = c \frac{\text{sign}[W^{(1)}(y)]}{W(y)}, \quad c \neq 0, \quad (15)$$

- амплитудная характеристика НП.

Когда полезный сигнал имеет неизвестную начальную фазу и время прихода в качестве линейной согласованной обработки, как правило, используют не корреляционную обработку (14), а согласованную фильтрацию (СФ):

$$E_i = \sum_{j=0}^{N-1} f(y_{i-j}) \cdot g_j \quad (16)$$

Здесь $g_j = c \cdot s_{N-j}$, $c \neq 0$, - отсчёты импульсной реакции СФ, а $f(y)$ задаётся выражением (15).

Для оценивания функции $1/W(y)$ и её первой производной можно использовать как параметрические методы оценивания ПВ $W(y)$ с последующей операцией деления, так и непараметрические.

Пример непараметрического оценивания (восстановления) ПВ - это использование метода Парзена - Надарая [2, Восстановление зависимостей по эмпирическим данным. Вапник В. Н. Главная редакция физико-математической литературы издательства «Наука», М., 1979, - 448 с. на стр. 323-324], когда её представляют суммой

$$W(x) \approx \frac{1}{Nh} \cdot \sum_{i=1}^N K\left(\frac{x - y_i}{h}\right), \quad h > 0,$$

где $K(x) > 0$, - потенциальная (ядерная) дифференцируемая функция аргумента x .

Параметрическое оценивание ПВ сводится к выбору известной функциональной зависимости от отсчёта y_i с неизвестными в начале оценивания параметрами, которые оценивают при адаптации и затем используют для управления этой зависимостью. Заметим также, что можно оценивать не саму ПВ, а её функцию.

Для оценки функции $1/W(y_i)$, а также её первой производной, выразим её через функцию распределения вероятностей $F(y)$ в виде

$$\frac{1}{W(y)} = \frac{1}{\frac{d}{dy} F(y)} = \frac{dy}{dF(y)}$$

Обозначим $z = F(y)$. Тогда $y = F^{-1}(z)$, где $F^{-1}(z)$ - обратная функции распределения.

Причём $F(y_{\max}) = 1, F(y_{\min}) = 0, F^{-1}(0) = y_{\min}, F^{-1}(1) = y_{\max}$.

В итоге получим, что

$$\frac{1}{W(y)} = \frac{dF^{-1}(z)}{dz} \quad (17)$$

Заметим, что случайная величина $z = F(y)$ имеет равновероятное распределение, причём $z \in [0,1]$. Значения же функции $y = F^{-1}(z)$ могут быть представлены её дискретным аналогом - вариационным рядом $y^{(R)}$, составленным из N входных отсчётов $y_i = y^{(R_i)}$, расположенных в порядке возрастания. Здесь R_i - порядковый номер отсчёта y_i в вариационном ряду или ранг. Значения рангов R равновероятны на интервале от 1 до N .

Для оценивания функции $1/W(y_i)$, а также её первой производной, мы

аппроксимируем вариационный ряд входных отсчётов y_i разложением в ряд по дважды дифференцируемым ортогональным функциям.

Выберем в качестве ортогонального базиса многочлены Лежандра [3], которые ортогональны на интервале $[-1, +1]$.

$$F^{-1}(z) \approx \sum_{k=1}^m b_k P_k(2z-1), \text{ где} \quad (18)$$

$$b_k = (2k+1) \cdot \int_0^1 F^{-1}(z) \cdot P_k(2z-1) dz, \quad k = 1, 2, \dots, m$$

Тогда

$$1/W(y_i) = \frac{d}{dz} F^{-1}(z) \approx 2 \sum_{k=1}^m b_k P_k^{(1)}(2z-1).$$

$$\text{sign} \left[\frac{d}{dy} W(y) \right] = \text{sign} \left[\frac{d^2}{dz^2} F^{-1}(z) \right] \approx \text{sign} \left[\sum_{k=2}^m b_k P_k^{(2)}(2z-1) \right]$$

Здесь $P_k^{(n)}(z) = \frac{d^n}{dz^n} P_k(z)$, $-n$ -ая производная многочлена $P_k(z)$ по z .

Так как количество наблюдаемых данных y_i равно N , то на практике лучше использовать заранее вычисленные таблицы значений многочленов Лежандра, а также их первых двух производных, в N равномерно отстоящих точках от -1 до +1, которые для отсчёта y_i выбираются рангом R_i , то есть в выражениях (18) подставляют $z = (R-1)/(N-1)$, а интеграл меняют на сумму.

С учётом этого, результат нелинейного преобразования

$$f(y_i) = 2 \cdot \text{sign} \left[\sum_{k=2}^m b_k P_k^{(2)} \left(2 \frac{R_i-1}{N-1} - 1 \right) \right] \cdot \sum_{k=1}^m b_k P_k^{(1)} \left(2 \frac{R_i-1}{N-1} - 1 \right), \quad (19)$$

$$b_k = \frac{(2k+1)}{N} \cdot \sum_{R=1}^N y^{(R)} P_k \left(2 \frac{R-1}{N-1} - 1 \right), \quad k = 1, 2, \dots, m \quad (20)$$

или

$$b_k = \frac{(2k+1)}{N} \cdot \sum_{i=1}^N y_i P_k \left(2 \frac{R_i-1}{N-1} - 1 \right), \quad k = 1, 2, \dots, m \quad (21)$$

Предлагаемый способ легко может быть реализован с помощью современных сигнальных процессоров с внешним или внутренним аналого-цифровым преобразованием входного процесса $y(t)$ в последовательность дискретных отсчётов $y(t_i)$, $i = 1, 2, \dots, N$. Это может быть, например, MultiClet R1 (см. руководство по эксплуатации) или TMS320F28335 (см. руководство по эксплуатации).

Для подтверждения работоспособности и эффективности предлагаемого способа

было проведено математическое моделирование обнаружителя одиночного радиоимпульса с частотой заполнения равной 10% от частоты дискретизации в условиях действия помехи импульсного характера с полигауссовской ПВ мгновенных значений

$$W(x) = \frac{p}{\sigma_2 \sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{x^2}{2\sigma_2^2}\right\} + \frac{1-p}{\sigma_1 \sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{x^2}{2\sigma_1^2}\right\}, \quad (22)$$

с параметрами $0 \leq p \leq 1, \gamma = \sigma_2/\sigma_1$.

Для оценки эффективности предлагаемого способа, полученные характеристики обнаружения сравнивались с аналогичными для линейного согласованного фильтра. Длительность импульсной реакции СФ составляла 500 отсчётов. Количество ортогональных функций $m = 4$. Оценка характеристик обнаружения проводилась по 1000 реализациям. При этом, порог обнаружения устанавливался соответствующим вероятности ложной тревоги 0,01. Затем, определялся уровень порогового отношения сигнал/(помеха+шум) q , соответствующий вероятности правильного обнаружения 0,9.

Выигрыш от применения предлагаемого способа по сравнению с линейной согласованной обработкой оценивался показателем

$$\mu = \frac{q_{\text{НСФ}}}{q_{\text{ЛСФ}}},$$

где $q_{\text{ЛСФ}}$ - пороговое отношение q для линейной согласованной с сигналом обработки, а $q_{\text{НСФ}}$ - пороговое отношение q для предлагаемого способа.

Ниже результаты моделирования выигрыша μ при различных значениях параметров полигауссовской помехи p и γ :

$$p = 0.01; \gamma = 100; \mu = 20,52 \text{ дБ}$$

$$p = 0.1; \gamma = 100; \mu = 26.65 \text{ дБ}$$

$$p = 0.1; \gamma = 10; \mu = 7.95 \text{ дБ}$$

Известна методика расчёта выигрыша μ от применения асимптотически оптимальной (для слабого сигнала) нелинейной обработки с амплитудной характеристикой $f(x)$ [4, Теория обнаружения сигналов /П.С. Акимов, П.А. Бакут, В.А. Богданович и др.; Под ред. П.А. Бакута. - М.: Радио и связь, 1984.- 440 с. Формула 5.124 на стр.302]

$$\mu = P_x \cdot \frac{M\{f^{(1)}(x)\}^2}{M\{f^2(x)\}}, \quad (21)$$

где $M\{x\}$ - означает операцию математического ожидания случайной величины x .

Максимальный выигрыш μ_0 достигается для оптимальной амплитудной характеристики НП, которая согласуется с ПВ помехи в соответствии с выражением (2) и равен [4]

$$\mu_0 = P_x \cdot M\left\{\left[\frac{d}{dy} \ln[W_x(y)]\right]^2\right\}$$

Ниже представлены результаты расчёта показателя эффективности μ_0 для

полигауссовской помехи с ПВ (22) при различных значениях p и γ :

$$p = 0.01; \gamma = 100; \mu_0 = 19,99 \text{ дБ}$$

$$p = 0.1; \gamma = 10; \mu_0 = 9.547 \text{ дБ}$$

5 Сравнение результатов расчёта с результатами моделирования доказывает высокую эффективность предлагаемого способа обнаружения для слабых сигналов, уступающей асимптотически оптимальному всего 1,5 дБ.

На Фиг.1 представлены $N = 300$ отсчётов вариационного ряда (пунктирной линией) и результат его аппроксимации полиномами Лежандра $m = 10$ (сплошной линией) для полигауссовской помехи с параметрами $p = 0.1$ и $\gamma = 100$. Графики показывают, что вариационный ряд имеет вид возрастающей случайной кривой, в то время как его аппроксимация имеет вид гладкой монотонно возрастающей функции и является по сути сглаженным аналогом вариационного ряда. Для этой же помехи на Фиг.2
15 представлены графики результата оценивания первой производной сглаженного вариационного ряда равного функции от ПВ $1/W(y_i)$ (пунктирной линией) и итоговый результат нелинейного преобразования $f(R_i)$, в котором уже учтена полярность второй производной сглаженного вариационного ряда (сплошной линией).

20 На Фиг.3 представлен отсчёты после нелинейного преобразования $f(R_i)$ предлагаемого способа при отсутствии полезного сигнала на входе (сплошная линия) и при его наличии (пунктир), когда сигнал - «слабый», то есть отношение сигнал/(помеха+шум) на входе равно -39 дБ при вероятности правильного обнаружения 0,9.

25 На Фиг.4 представлен отсчёты после нелинейного преобразования $f(R_i)$ предлагаемого способа без сигнала на входе (сплошная линия) и при его наличии (пунктирная линия), когда сигнал - «сильный», то есть отношение сигнал/(помеха+шум) на входе равно +10 дБ.

30 Форма отклика СФ при наличии сигнала и для слабого сигнала и для сильного полностью соответствует форме автокорреляционной функции (АКФ) одиночного радиоимпульса [5, смотри вид АКФ на Рис.1.10 на стр.36 в книге Тисленко В.И. Статистическая теория радиотехнических систем: Учеб. пособие. -Томск: Том. гос. ун-т систем управления и радиоэлектроники, 2003. - 153 с.].

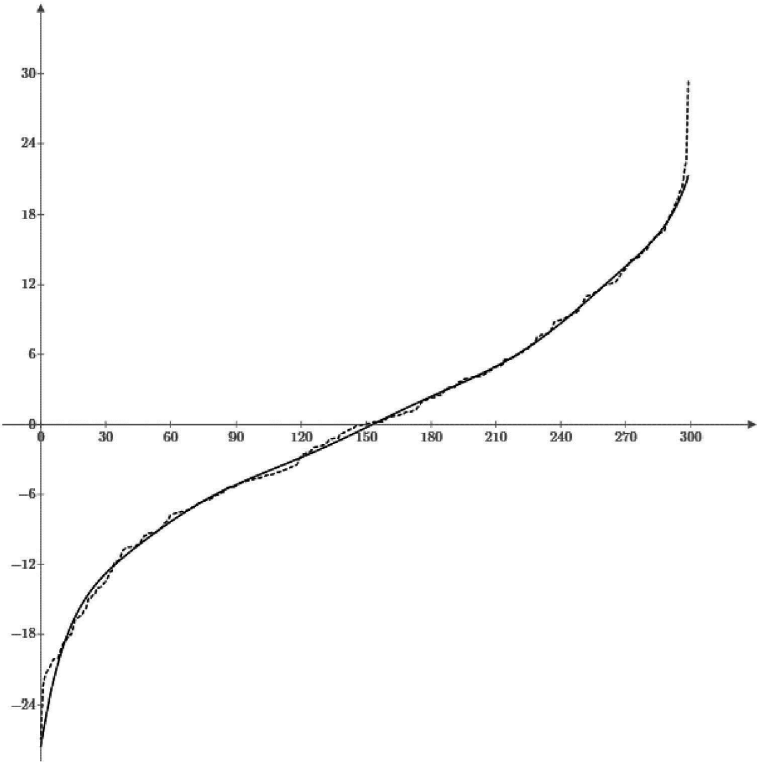
ЛИТЕРАТУРА.

- 35 1. Левин Б.Р. Теоретические основы статистической радиотехники. В трёх книгах. Книга третья. М., «Сов.радио», 1976, 288с.
2. Восстановление зависимостей по эмпирическим данным. Вапник В. Н. Главная редакция физико-математической литературы издательства «Наука», М., 1979, - 448 с.
3. Г.Корн, Т.Корн. Справочник по математике (для научных работников и инженеров).
40 Издательство «Наука». Главная редакция физико-математической литературы, М., 1973. 832 с.
4. Теория обнаружения сигналов /П.С. Акимов, П.А. Бакут, В.А. Богданович и др.; Под ред. П.А. Бакута. - М.: Радио и связь, 1984.- 440 с.
5. Тисленко В.И. Статистическая теория радиотехнических систем: Учеб. пособие.
45 -Томск: Том. гос. ун-т систем управления и радиоэлектроники, 2003. - 153 с.

(57) Формула изобретения

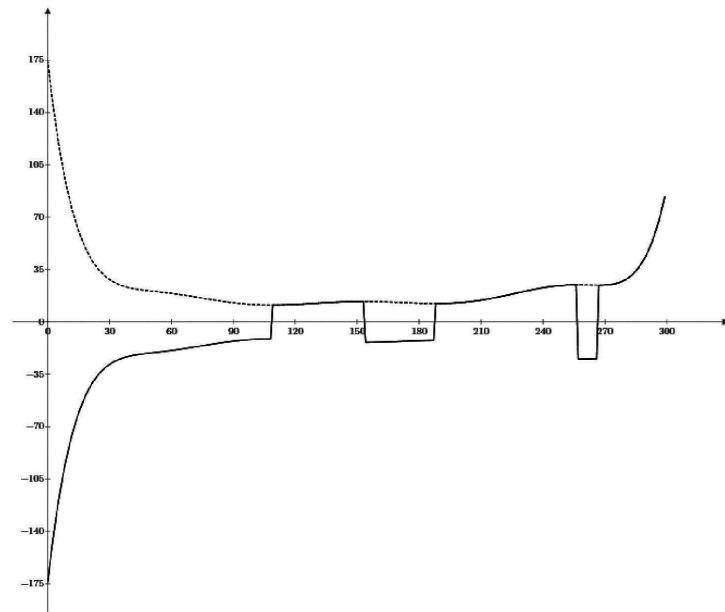
Способ обнаружения полезного сигнала $s(t)$ на фоне аддитивной помехи, включающий дискретизацию процесса изменения тока или напряжения $y(t)$ во времени на выходе приёмного тракта в соответствии с теоремой Котельникова и получение последовательности дискретных отсчётов $y_i = y(t_i)$ в моменты времени $t = t_i$, где $i = 1, 2, \dots, N$ – номер отсчёта, сохранение этих отсчётов в памяти вычислительного устройства, сортировку сохранённых отсчётов по порядку возрастания и получение вариационного ряда, определение для каждого отсчёта y_i его номера R_i в вариационном ряду, которые нелинейно преобразуют в последовательность отсчётов $f(R_i)$, вычисляют максимальное по модулю значение функции корреляции между последовательностью $f(R_i)$ и заданной последовательностью отсчётов полезного сигнала $s(t_i)$, которое далее сравнивают с заданным порогом обнаружения, и в зависимости от результата сравнения принимают решение о наличии или отсутствии полезного сигнала на выходе приёмного тракта, отличающийся тем, что действие помехи ослабляют путём адаптивной настройки при нелинейном преобразовании на ожидаемый сигнал, что приводит к повышению вероятностей правильного принятия решений о наличии или отсутствии полезного сигнала, для этого адаптацию осуществляют аппроксимацией вариационного ряда и вычислением для каждого отсчёта R_i результата аппроксимации в виде отсчёта $\tilde{y}_i$, далее оценивают плотность вероятности отсчётов $W(\tilde{y}_i)$ и, используя найденную в результате оценки зависимость от $\tilde{y}_i$, вычисляют отсчёты $1/W(\tilde{y}_i)$, далее для каждого отсчёта $\tilde{y}_i$ оценивают характер наклона найденной зависимости: положительный или отрицательный, - и выдают как результат нелинейного преобразования $f(R_i)$ отсчёты $1/W(\tilde{y}_i)$ или $-1/W(\tilde{y}_i)$ соответственно.

1

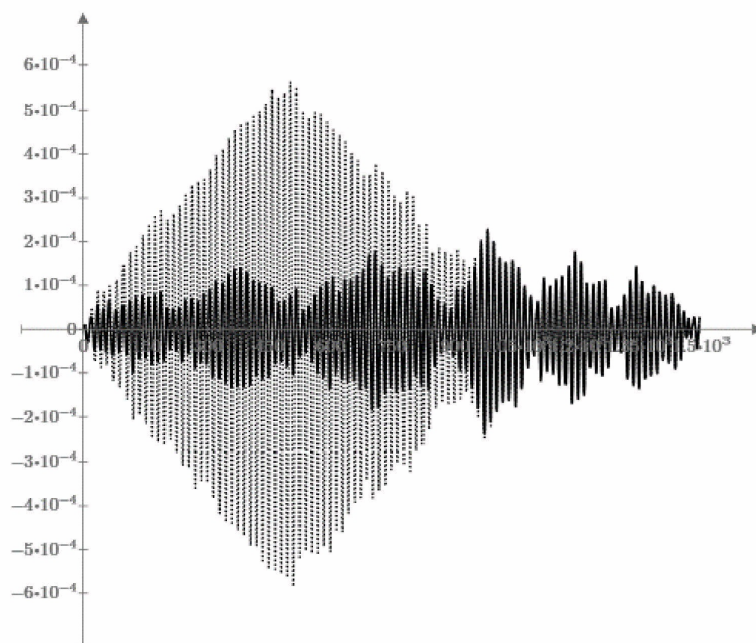


Фиг.1

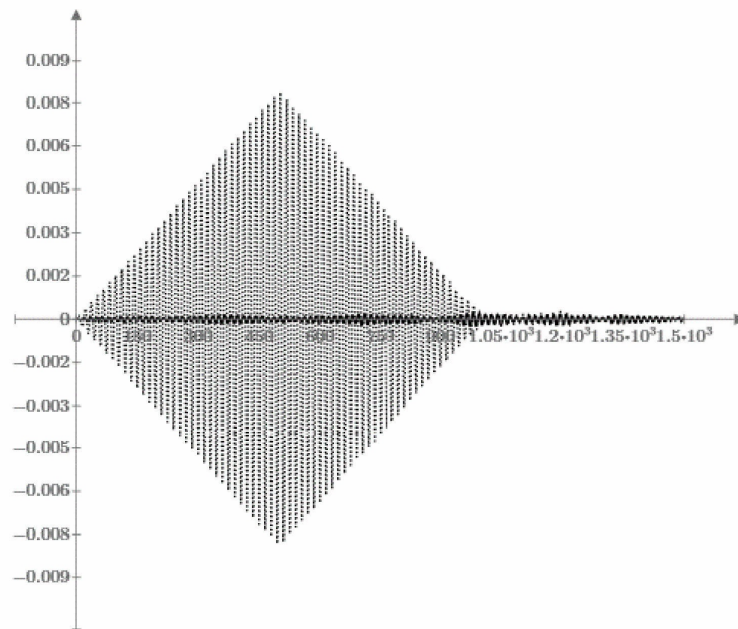
2



Фиг.2



Фиг.3



Фиг.4