

АДАПТИВНОЕ МНОГОКАНАЛЬНОЕ ОБНАРУЖЕНИЕ-РАЗРЕШЕНИЕ СТОХАСТИЧЕСКИХ СИГНАЛОВ В УСЛОВИЯХ ПАРАМЕТРИЧЕСКОЙ АПРИОРНОЙ НЕОПРЕДЕЛЕННОСТИ

THE ADAPTIVE MULTICHANNEL DETECTION-RESOLUTION OF STOCHASTIC SIGNALS IN CONDITIONS OF PARAMETRIC PRIORIUM UNCERTAINTY

A. Filonovich
I. Vornacheva
A. Tantsyura
O. Larin
V. Chaplygin

Summary. The purpose of the study is to improve the quality indicators of adaptive multichannel detection-resolution-measurement parameters of stochastic signals under parametric a priori uncertainty.

Results. In this paper, the problems of synthesis of adaptive multichannel detection-resolution algorithms for stochastic signals of various structures under the influence of intense noise interference are considered. An integral element of the detection task is a joint assessment of the intensity of the useful signal and the correlation matrix of interference. This problem is effectively solved for high-intensity signals, and the nonstationarity of the internal noise of the receiving uncorrelated background of the interfering signals is not taken into account. A multi-channel receiving system consisting of a number of independent spatially separated elements that form a linear antenna array is considered. The width of the spectrum of the received signals should be considered sufficiently narrow, so that the delay of the signals at the antenna aperture can be neglected. This provision can significantly improve the performance of detection and resolution of stochastic signals in the background of noise interference. Based on the analysis of a finite discrete sample of complex amplitudes of received oscillations, a detection problem was solved, which is formulated as a problem of checking statistical hypotheses regarding distribution parameters. The detection algorithm is reduced to a comparison with the likelihood ratio threshold, and the threshold level value is determined by the selected optimality criterion and for the Neumann-Pearson criterion remains dependent on the power of interfering oscillations.

Conclusion. The presented detector possesses higher characteristics of detection and resolution of stochastic signals in comparison with the already known ones. It can be shown that an important property of the obtained statistics is the stabilization of the probability of false detection. This is achieved by normalizing the noise power at the output of the adaptation device. In addition, the resulting algorithm is invariant to the form used for its calculation of the correlation matrix of interference. And if we take into account that an uncorrelated background will be added to the internal noise power, with a large number of noise jammers, a significant improvement in the detection performance has been achieved.

Филонович Александр Владимирович

д.т.н., профессор,

Юго-Западный государственный университет (г. Курск)

filon8@yandex.ru

Ворначева Ирина Валерьевна

к.т.н., доцент,

Юго-Западный государственный университет (г. Курск)

vornairina2008@yandex.ru

Танциура Антон Олегович

к.ф.-м.н., доцент,

Юго-Западный государственный университет (г. Курск)

tanczyra@mail.ru

Ларин Олег Михайлович

к.т.н., доцент,

Юго-Западный государственный университет (г. Курск)

larin77@mail.ru

Чаплыгин Владимир Алексеевич

аспирант,

Юго-Западный государственный университет (г. Курск)

vovachaplygin656@yandex.ru

Аннотация. Цель исследования — повышение показателей качества методов адаптивного многоканального обнаружения-разрешения-измерения параметров стохастических сигналов в условиях параметрической априорной неопределенности.

Результаты. В работе рассмотрены вопросы синтеза алгоритмов адаптивного многоканального обнаружения-разрешения стохастических сигналов различной структуры в условиях воздействия интенсивных шумовых помех. Составным элементом задачи обнаружения является совместная оценка интенсивности полезного сигнала и корреляционной матрицы помех. Эта задача эффективно решается для сигналов большой интенсивности, при этом не учитывается нестационарность внутренних шумов приемных каналов и некоррелированного фона помеховых сигналов. Рассматривается многоканальная приемная система, состоящая из некоторого числа независимых пространственно-разнесенных элементов, которые образуют линейную антенну решетку. Ширина спектра принимаемых сигналов следует считать достаточно узкой, так что запаздыванием сигналов на апертуре антенны можно пренебречь. Данное положение позволяет существенно улучшить показатели качества обнаружения-разрешения стохастических сигналов на фоне шумовых помех. На основании анализа конечной дискретной выборки комплексных амплитуд принимаемых колебаний была решена задача обнаружения, которая формулируется как задача проверки статистических гипотез относительно параметров распределения. Алгоритм обнаружения сводится к сравнению с порогом отношения правдоподобия, а значение порогового уровня определяется выбранным критерием оптимальности и для критерия Неймана-Пирсона остается зависимым от мощности помеховых колебаний.

Keywords: detection-resolution, signal intensity, correlation matrix of signals and interference, detection algorithm, «colored noise» power, adaptive detector, maximum likelihood estimate.

Заключение. Представленный обнаружитель обладает более высокими характеристиками обнаружения и разрешения стохастических сигналов по сравнению с уже известными. Можно показать, что важным свойством полученной достаточной статистики является стабилизация вероятности ложного обнаружения. Это достигается за счет нормировки мощности шумов на выходе устройства адаптации. Кроме того, полученный алгоритм инвариантен к виду используемой для его вычисления корреляционной матрицы помех. А если учесть, что к мощности внутренних шумов, при большом количестве постановщиков шумовых помех, добавится некоррелированный фон, то в результате было достигнуто существенное улучшение характеристик обнаружения.

Ключевые слова: обнаружение-разрешение, интенсивность сигнала, корреляционная матрица сигналов и помех, алгоритм обнаружения, мощность «окрашенных шумов», адаптивный обнаружитель, оценка максимального правдоподобия.

Введение

Повышение возможностей обнаружения-разрешения стохастических сигналов современными радиотехническими системами в условиях воздействия интенсивных активных шумовых помех по прежнему остаётся одной из актуальных задач. Целью данной работы является повышение показателей качества методов адаптивного многоканального обнаружения-разрешения-измерения параметров стохастических сигналов в условиях параметрической априорной неопределенности.

В условиях априорной неопределенности о сигнальной и помеховой обстановке (например, задача пеленгации постановщиков помех) задача оптимизации невозможна ввиду недостаточности исходных данных. Необходимо вводить ограничения. Особенности синтеза обнаружителей стохастических сигналов на фоне помех аналогичной структуры изложены в работах Манжоса В.Н., Семёнова Г.Н., однако при синтезе не учтена нестационарность внутренних шумов приёмных каналов и некоррелированного помехового фона (окрашенных шумов) [1]. Впервые термин «окрашенный шум» был использован в работе [2], где даже предлагался алгоритм пеленгации постановщиков помех по минимальным значениям «окрашенного шума». Однако практического решения не нашлось ввиду невозможности разделить «нули» диаграммы направленности антенной решётки и окрашенного шума.

Методология синтеза обнаружителей сигналов различной структуры в условиях априорной неопределенности при многоканальном приеме приводится в монографиях [3–10, 12, 14, 16, 17]. Ряд специальных вопросов многоканального обнаружения сигналов с неизвестными параметрами на фоне частично неизвестных помех рассмотрен в работах Кобзева А.В., Алмазова В.Б., Цур-

ского Д.А., Перетягина И.В., Седышева Ю.Н., Гомозова В.И. и других [18–21]. Однако во всех этих работах внутренние шумы рассматриваются как стационарные и одинаковые каналах.

Учёт нестационарности внутренних шумов приёмных каналов и некоррелированного шумового при синтезе является отличительной особенностью работы и приводит к повышению показателей качества методов адаптивного многоканального обнаружения-разрешения-измерения параметров стохастических сигналов в условиях параметрической априорной неопределенности

Основные результаты

Для преодоления априорной неопределенности удобно использовать адаптивный байесов подход [5, 6] или критерий обобщенного отношения правдоподобия [8]. Задача синтеза адаптивного обнаружителя при этом может быть сведена к вычислению отношения правдоподобия или его логарифма и сравнения последнего с пороговым уровнем с подстановкой вместо неизвестных параметров их оценок максимального правдоподобия:

$$\ln I(Y) = \ln p_{\text{еп}}(Y / \hat{\Phi}_{\text{еп}}) - \ln p_{\text{п}}(Y / \hat{\Phi}_{\text{п}}), \quad (1)$$

где Y — вектор принимаемой реализации;

$\hat{\Phi}_{\text{еп}}, \hat{\Phi}_{\text{п}}$ — оценки максимального правдоподобия корреляционных матриц аддитивной смеси сигнала и помех и только помех соответственно.

Составным элементом задачи обнаружения является совместная оценка интенсивности полезного сигнала h_c и корреляционной матрицы помех $\Phi_{\text{п}}$. Такая задача ре-

шена, например, в [1], где проведен синтез многоканального обнаружителя шумового сигнала с гауссовой статистикой, инвариантного к интенсивности полезного сигнала и помех, при условии большого отношения сигнал/шум.

Однако последнее условие не всегда выполняется, что приводит к смещению оценок $h_c, \Phi_{\text{пп}}$, следовательно, к снижению показателей качества обнаружения. Поэтому в дальнейшем будем искать структуру адаптивного многоканального обнаружителя, близкого к оптимальному при менее жестких ограничениях.

Рассмотрим многоканальную приемную систему, состоящую из независимых пространственно-разнесенных элементов, образующих линейную антенну решетку. Ширину спектра принимаемых сигналов будем считать достаточно узкой, так что запаздыванием сигналов на апертуре антennы можно пренебречь. Будем полагать, что на входе этой системы действует случайный процесс, представляющий собой аддитивную смесь полезного сигнала, помех и внутренних шумов:

$$Y(t) = a x_c(t) X_c(\alpha) + \sum_{i=1}^m x_{ni}(t) X_n(v_i) + N(t), \quad (2)$$

где $a = 0; 1$ — параметр обнаружения;

$x_c(t), x_{ni}(t)$ — комплексные скалярные функции, описывающие законы случайного изменения во времени комплексных амплитуд полезного сигнала и i -й помехи, соответственно;

$X_c(\alpha), X_n(v_i)$ — комплексные вектор-столбцы амплитудно-фазового распределения сигнала и i -й помехи на антенной системе (α, v_i угловое положение источника сигнала и i -й помехи, соответственно);

$N^T(t) = \|\xi_1(t)\xi_2(t)\dots\xi_m(t)\|$ — вектор внутренних шумов каналов приема.

Запишем модель полезного сигнала в виде:

$$X_c(t, \alpha, A) = A_c(t) X_c(\alpha), \quad (3)$$

где $A_c(t)$ — комплексная скалярная функция, описывающая закон случайного изменения во времени комплексной амплитуды колебаний полезного сигнала;

$$A_c(t) = b(t) e^{j\beta(t)}.$$

Аналогично можно представить модель помехового сигнала $X_n(t, v_i, A)$, где v_i — угловое положение i -й помехи.

Для рассматриваемого далее случая дискретизации по Котельникову модель принимаемых колебаний в I-й момент времени запишем в виде:

$$Y_1 = a x_c(t) X_c(\alpha) + \sum_{i=1}^m x_{ni}(t) X_n(v_i) + N_1. \quad (4)$$

На основании анализа конечной дискретной выборки Y_1, Y_2, Y_n комплексных амплитуд принимаемых колебаний необходимо решить задачу обнаружения, которая формулируется как задача проверки статистических гипотез относительно параметров распределения Y .

Гипотеза H_1 о наличии сигнала ($a=1$) заключается в том, что условная плотность распределения вероятностей выборки имеет вид:

$$P_{\text{пп}} = \left(\frac{Y}{\Phi_{\text{пп}}} \right) = \\ = (4\Pi)^{-\frac{pn}{2}} [\det(\Phi_{\text{пп}})]^{-\frac{n}{2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \sum_{i=1}^n Y_i^* \Phi_{\text{пп}}^{-1} Y_i \right\}. \quad (5)$$

Конкурирующая гипотеза H_0 об отсутствии сигнала заключается в том, что плотность распределения вероятностей выборки имеет вид:

$$P_{\text{пп}} = \left(\frac{Y}{\Phi_{\text{пп}}} \right) = \\ = (4\Pi)^{-\frac{pn}{2}} [\det(\Phi_{\text{пп}})]^{-\frac{n}{2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \sum_{i=1}^n Y_i^* \Phi_{\text{пп}}^{-1} Y_i \right\}. \quad (6)$$

Для нахождения оценок интенсивности сигнала и корреляционной матрицы помех при условии справедливости гипотезы H_1 необходимо найти решение системы уравнений:

$$\begin{cases} \frac{d \ln P_{\text{пп}}(Y / h_c, \Phi_{\text{пп}})}{dh_c} = 0, \text{ при } h_c = \hat{h}_c \text{ и } \Phi_{\text{пп}} = \hat{\Phi}_1, \\ \frac{d \ln P_{\text{пп}}(Y / h_c, \Phi_{\text{пп}})}{d\Phi_{\text{пп}}} = 0, \text{ при } h_c = \hat{h}_c \text{ и } \Phi_{\text{пп}} = \hat{\Phi}_1 \end{cases} \quad (7)$$

Можно показать, что система уравнений (7) является недоопределенной и имеет бесчисленное множество решений [12].

Этот факт как раз и свидетельствует о том, что данных наблюдения не хватает для однозначного решения задачи и, следовательно, необходимо либо привлечь дополнительную априорную информацию, как это рекомендуется, например, в [3], или наложить ограничения на одну из неизвестных величин.

В работах [1,10] было получено решение системы (7) для случая большой интенсивности сигнала

$$h_c \gg \frac{1}{q^2} \quad (8)$$

При этом выражения для оценок интенсивности полезного сигнала и корреляционной матрицы помех имеют вид:

$$h_c = \frac{1}{n} \sum_{l=1}^n \frac{|Z_{s1}|^2}{q^4} - \frac{1}{q^2} \quad (9)$$

$$\hat{\Phi}_1 = \frac{1}{2} \left[Y_1 - \frac{Y_{s1}}{q^2} X_c(\alpha) \right] \left[Y_1 - \frac{Y_{s1}}{q^2} X_c(\alpha) \right]^*, \quad (10)$$

где:

$$Z_{s1} = Y_1 \Phi_{\text{пп}} X_c(\alpha); \quad (11)$$

$$q^2 = X_c(\alpha) \Phi_{\text{пп}} X_c(\alpha) \quad (12)$$

Учитывая выражения (11, 12), преобразуем выражение (9)

$$\hat{h}_c = \frac{1}{n} \sum_{l=1}^n \frac{X_c^*(\alpha) \hat{\Phi}_1^{-1} Y_1 Y_1^* \hat{\Phi}_1^{-1} X_c(\alpha)}{\left[X_c^*(\alpha) \hat{\Phi}_1^{-1} X_c(\alpha) \right]^2} = \hat{R}_H^* \hat{R}_0 \hat{R}_H,$$

где $\hat{R}_H = \frac{X_c^*(\alpha) \Phi_1^{-1}}{X_c^*(\alpha) \hat{\Phi}_1 X_c(\alpha)}$ — оценка нормированного весового вектора.

Можно показать, что весовой вектор не изменяется от типа используемой при его вычислении корреляционной матрицы

$$R_H = \frac{X_c^*(\alpha) \Phi_{\text{пп}}^{-1}}{X_c^*(\alpha) \Phi_{\text{пп}}^{-1} X_c(\alpha)} = \frac{X_c^*(\alpha) \Phi_{\text{пп}}^{-1}}{X_c^*(\alpha) \Phi_{\text{пп}}^{-1} X_c(\alpha)} \quad (14)$$

Тогда с учетом (14) получим

$$\begin{aligned} \hat{h}_c &= \frac{X_c^*(\alpha) \hat{\Phi}_0^{-1}}{X_c^*(\alpha) \hat{\Phi}_0^{-1} X_c(\alpha)} \\ \hat{\Phi}_0 &= \frac{\hat{\Phi}_0 X_c(\alpha)^{-1}}{X_c^*(\alpha) \hat{\Phi}_0^{-1} X_c(\alpha)} = \frac{1}{X_c^*(\alpha) \hat{\Phi}_0^{-1} X_c(\alpha)} \end{aligned} \quad (15)$$

Аналогично, раскрывая скобки в (10), и используя (11, 12 и 14) получим:

$$\hat{\Phi}_1 = \hat{\Phi}_0 - \frac{X_c(\alpha) X_c^*(\alpha)}{X_c^*(\alpha) \hat{\Phi}_0^{-1} X_c(\alpha)} \quad (16)$$

Оценки (15) и (16) были использованы в [1] для получения алгоритмов обнаружения шумовых сигналов большой интенсивности, т.е. при условии, что справедливо соотношение (8). Принятое ограничение (8) можно ослабить, если учесть в алгоритме обнаружения внутренние шумы приемных каналов, которые изменяются

в процессе адаптации. Для этого представим корреляционную матрицу помех $\Phi_{\text{пп}}$ в виде суммы:

$$\Phi_{\text{пп}} = \delta_{\text{ш}}^2 I + \Phi, \quad (17)$$

где $\delta_{\text{ш}}$ — дисперсия внутренних шумов одного из приемных каналов (каналы полагаются идентичными, а их внутренние шумы независимы);

I — единичная матрица;

Φ — корреляционная матрица внешних помеховых колебаний в каналах.

Тогда

$$\begin{aligned} \frac{1}{q^2} &= \frac{1}{X_c^*(\alpha) \hat{\Phi}_1^{-1} X_c(\alpha)} = \\ &= R_H^* \Phi_{\text{пп}} R_H = \delta_{\text{ш}}^2 R_H^* R_H + R_H^* \Phi R_H \end{aligned} \quad (18)$$

Выражение (18) имеет ясный физический смысл. Так первое слагаемое (18) описывает выходную «окрашенную» мощность внутренних шумов, а второе — нескомпенсированную мощность помех после адаптивной обработки. Предположение является менее строгим ограничением, чем (8)

$$h_c \gg R_H^* \Phi R_H \quad (19)$$

и позволяет исключить из выражения для оценки мощности сигнала слагаемые, обусловленные внутренними шумами.

В этом случае выражения (15) и (16) будут иметь вид:

$$\hat{h}_c = \frac{1}{n} \sum_{l=1}^n \frac{|Z_{s1}|^2}{q^4} - \delta_{\text{ш}}^2 R_H^* R_H; \quad (20)$$

$$\hat{\Phi}_1 = \hat{\Phi}_0 - \frac{X_c(\alpha) X_c^*(\alpha)}{X_c^*(\alpha) \hat{\Phi}_0^{-1} X_c(\alpha)} + \delta_{\text{ш}}^2 R_H^* R_H X_c(\alpha) X_c^*(\alpha) \quad (21)$$

Таким образом, алгоритм обнаружения сводится к сравнению с порогом отношения правдоподобия (1), а значение порогового уровня определяется выбранным критерием оптимальности и для критерия Неймана-Пирсона остается зависимым от мощности помеховых колебаний. Для принятых предположений относительно закона распределения дискретных значений принимаемых колебаний выражение для логарифма отношения правдоподобия можно записать

$$\begin{aligned} \ln I(Y_1 / \Phi_{\text{пп}}, \Phi_{\text{пп}}) &= \\ &= \frac{1}{2} \sum_{l=1}^n \frac{|Y_{s1}|^2}{q^4} Y_1^* (\Phi_{\text{пп}}^{-1} - \Phi_{\text{пп}}^{-1}) Y_1 - \ln \left(\frac{|\Phi_{\text{пп}}|}{|\Phi_{\text{пп}}|} \right), \end{aligned} \quad (22)$$

Учитывая, что

$$\Phi_{\text{пп}}^{-1} = \Phi_{\text{пп}}^{-1} - \frac{h_c \Phi_{\text{пп}}^{-1} X_c(\alpha) X_c^*(\alpha) \Phi_{\text{пп}}^{-1}}{1 + h_c X_c^*(\alpha) \Phi_{\text{пп}}^{-1} X_c(\alpha)}, \quad (23)$$

преобразуем первое слагаемое выражения (26)

$$\ln I(Y_1 / \Phi_{\text{сн}}, \Phi_{\text{н}}) = \frac{nh_c}{1 + h_c X_c^*(\alpha) \Phi_{\text{сн}}^{-1} X_c(\alpha)} R^* \hat{\Phi}_0 R - \ln \left(\frac{|\Phi_{\text{сн}}|}{|\Phi_{\text{н}}|} \right), \quad (24)$$

где $R = \Phi_{\text{сн}}^{-1} X_c(\alpha)$.

Известно [11], что $R^* \hat{\Phi}_0 R / R^* \hat{\Phi}_{\text{н}} R$ имеет χ^2 закон распределения с n — степенями свободы, тогда значение порога можно определить из условия обеспечения требуемого значения вероятности ложной тревоги

$$F = \int_{I_{\text{нор}}}^{\infty} P(I_n I) d(I_n I) = \int_{\xi_0}^{\infty} P(I_n I) d(I_n I) \chi^2(n, \xi, n) d\xi \quad (25)$$

где $\xi = R^* \hat{\Phi}_0 R / R^* \hat{\Phi}_{\text{н}} R$

Используя известное соотношение [11] для закона распределения χ^2 , имеем:

$$F = \int_{\xi_0}^{\infty} \left[2^{\frac{n}{2}} \Gamma\left(\frac{n}{2}\right) \right]^{-1} e^{-\frac{n\xi}{2}} (n\xi)^{\frac{n}{2-1}} (n\xi) d\xi$$

Далее, производя замену переменных, получаем:

$$F = \int_0^{\infty} \left[2^{\frac{n}{2}} \Gamma\left(\frac{n}{2}\right) \right]^{-1} e^{-\frac{t}{2}} t^{\frac{n}{2-1}} dt,$$

где $t_0 = n\xi_0 / 2$.

С использованием выражения для полной $\Gamma(\cdot)$ и не-полной $\Gamma(\cdot, \cdot)$ гамма-функций [11] можно записать:

$$F = \Gamma\left[\frac{n}{2}, \frac{n\xi_0}{2}\right] / \Gamma\left[\frac{n}{2}\right] \quad (26)$$

Из последнего соотношения следует, что величина порога $\xi_0 = f(F, n)$ является однозначной функцией заданной вероятности ложной тревоги и объема выборки, а значение порога определяется из уравнения

$$I_{\text{нор}}(\Phi_{\text{сн}}, \Phi_{\text{н}}) = \frac{h_c}{1 + h_c X_c^*(\alpha) \Phi_{\text{н}}^{-1} X_c(\alpha)} R^* \Phi_{\text{н}} R \xi_0(F, n) - \ln \left(\frac{|\Phi_{\text{сн}}|}{|\Phi_{\text{н}}|} \right). \quad (27)$$

При решении задачи обнаружения в условиях априорной неопределенности с учетом того, что неизвестные параметры в выражениях (24), (26) определяются по одной и той же входной реализации, решающая функция примет вид:

$$\hat{R}^* \hat{\Phi}_0 \hat{R} \geq \hat{R}^* \hat{\Phi}_1 \hat{R} \xi_0(F, n).$$

Преобразуя левую и правую части последнего неравенства с учетом выражений (20) и (21), получим:

$$\frac{X_c^*(\alpha) \hat{\Phi}_0^{-1} X_c^*(\alpha)}{X_c^*(\alpha) \hat{\Phi}_0^{-1} \hat{\Phi}_0^{-1} X_c^*(\alpha)} \geq \delta_{\text{ш}}^2 \xi_0(F, n). \quad (28)$$

Структурная схема адаптивного обнаружителя, реализующего решающую функцию (28), изображена на рис. 1. Двойными стрелками показаны матричные и векторные связи, заштрихованная стрелка означает эрмитово сопряжение.

Оценка $\hat{\Phi}_0^{-1}$ может быть получена различными известными методами: оцениванием прямой матрицы по принимаемой выборке с последующим ее обращением; непосредственным рекуррентным оцениванием обратной корреляционной матрицы; рекуррентным оцениванием корреляционной матрицы, связанной с регулярной структурой антенной решетки, и другими. От алгоритмов, реализующих решающую функцию (28), можно перейти к алгоритмам, использующим непосредственное оценивание весового вектора.

Заключение

Представленный обнаружитель обладает более высокими характеристиками обнаружения и разрешения стохастических сигналов по сравнению, например, с [1,13]. Можно показать, что важным свойством полученной статистики (28) является стабилизация вероятности ложного обнаружения. Это достигается за счет нормировки мощности шумов на выходе устройства адаптации. Кроме того, полученный алгоритм в силу выражения (28) инвариантен к виду используемой для его вычисления корреляционной матрицы помех. А если учесть, что к мощности внутренних шумов, при большом количестве постановщиков шумовых помех, добавится некоррелированный фон, то следует ожидать существенного улучшения характеристик обнаружения. Сравнительный анализ известных ранее алгоритмов адаптивного обнаружения-измерения с предлагаемыми показывает, что последние позволяют в канале обнаружения более чем на два порядка снизить и стабилизировать вероятность ложной тревоги на уровне близком к заданному, а также уменьшить смещение оценок угловых координат источников помех и улучшить точность оценивания углового параметра в канале измерения более чем в 2 раза.

ЛИТЕРАТУРА

1. Манжос В.Н., Семенов Г.Н. Многоканальной обнаружение шумовых сигналов неизвестной интенсивности на фоне гауссовых помех с неизвестной корреляционной матрицей.— Харьков: ВИРТА, 1980.— 32с.— Рукопись представлена ВИРТА. Деп. ВИМИ №Д 04712.1982.
2. Huang X., Guo Y.J., Bunton J.D. A Hybrid Adaptive Antenna Array // IEEE Transactions on Wireless Communications 9(5):1770—1779 DOI:10.1109/TWC.2010.05.091020
3. Wallace J.W., Jensen M.A. Mutual coupling in MIMO wireless systems: a rigorous network theory analysis // IEEE Trans. Wireless Commun., vol. 3, no. 4, pp. 1317—1325, July 2004
4. Sytnik O.V. Adaptive Radar Techniques for Human Breathing // Detection Journal of Mechatronics. — 2015. — № 3(4). Pp. 1—6.
5. Репин В.Г., Тартаковский Г.П. Статистический синтез при априорной неопределенности и адаптация информационных систем. М., «Советское радио», 1977, — 432 с.
6. Бакут П.А. [ред.] Теория обнаружения сигналов. — М. : Радио и связь, 1984. — 440 с.
7. Черняк В.С. Многопозиционная радиолокация. М.: Радио и связь, 1993. 416 с.
8. Ширман Я.Д., Манжос В.Н. Теория и техника обработки радиолокационной информации на фоне помех. Радио и Связь, 1981г. 416 с.
9. Ван Трис Г. Теория обнаружения, оценок и модуляции / Пер с англ. Под ред. проф. В. Горяинова М.: Сов. радио 1975 г. 344 с.
10. Алмазов В.Б., Манжос В.Н. Получение и обработка радиолокационной информации.— Харьков: ВИРТА, 1985. — 427с.
11. Корн Г., Корн Т. Справочник по математике для научных работников и инженеров. Пер. с англ. / Под ред. И.Г. Арамановича.— М.: Наука, 1978. 831 с.
12. Филонович А.В., Горлов А.Н., Ворначева И.В., Гайдаш Н.М. Методы и устройства адаптивного многоканального обнаружения — разрешения — измерения стохастических сигналов. Курс: Изд-во ЗАО «Университетская книга», — 2018. — 117 с.
13. Филонович А.В., Бельков В.Н., Сафонов В.А. Патент РФ №2116000. Адаптивная энергетико-корреляционная система подавления боковых лепестков диаграммы направленности антенны / Бюллетень № 20 от 20.07.1998.
14. Бендат Дж, Пирсол А. Измерение и анализ случайных процессов. Пер. с англ. / Под ред. В.Б. Лидского.— М.: Мир, 1971. — 408 с.
15. Большаков Б.В., Дробижев А.И., Скосырев В.Н. Полигонные испытания макета разнесенной приемной системы с компенсацией помех в главном луче диаграммы направленности.— Вопросы специальной радиоэлектроники.— 1979. № 14. С. 105—111.
16. Ким Д.П. Теория автоматического управления. Многомерные, нелинейные, оптимальные и адаптивные системы / Д.П. Ким. — 3-е изд., испр. и доп. — М.: Издательство Юрайт, 2016. — 441с.
17. Бакулов П.А. Радиолокационные системы. М.: Радиотехника, 2004. 320 с.
18. Паршева Е.А. Децентрализованное адаптивное управление многосвязными объектами с запаздыванием по управлению со скалярными входом-выходом / Е.А. Паршева // Известия высших учебных заведений. Северо-Кавказский регион. Серия: Технические науки. — 2004. — № 56. — С. 16—28.
19. Фуртат И.Б. Адаптивное управление объектом с запаздыванием по управлению без использования прогнозирующих устройств / И.Б. Фуртат // Управление большими системами: сборник трудов. — 2012. — № — 40. — С. 144—163.
20. Паршева Е.А. Адаптивное децентрализованное управление многосвязными объектами с запаздыванием по управлению / Е.А. Паршева // Автоматика и телемеханика. — 2004. — № 10. — С. 134—146.
21. Рутковский В.Ю. Работы института проблем управления в области беспоисковых адаптивных систем и систем управления космическими аппаратами / В.Ю. Рутковский // Автоматика и телемеханика. 1999. — № 6. — С. 42—49.

© Филонович Александр Владимирович (filon8@yandex.ru); Ворначева Ирина Валерьевна (vornairina2008@yandex.ru);

Танцюра Антон Олегович (tanczyra@mail.ru); Ларин Олег Михайлович (larin77@mail.ru);

Чаплыгин Владимир Алексеевич (vovachaplygin656@yandex.ru)

Журнал «Современная наука: актуальные проблемы теории и практики»