

УДК 621.396

А. Д. АБРАМОВ, А. Д. СОБКЛОВ

*Национальный аэрокосмический университет им. Н. Е. Жуковского «ХАИ»*

## АЛГОРИТМ ОБНАРУЖЕНИЯ ПРОСТРАНСТВЕННО-ВРЕМЕННОГО ШУМОПОДОБНОГО СИГНАЛА С НЕИЗВЕСТНЫМИ ПАРАМЕТРАМИ ПРИ МНОГОКАНАЛЬНОМ ПРИЕМЕ

*Рассмотрена характерная для радиоастрономической практики задача обнаружения пространственно-временного шумоподобного сигнала, излученного протяженным источником излучения, наблюдения которого ведутся в параметрически неопределенной помеховой обстановке. Приведена методология её решения, базовой основой которого служит критерий отношения правдоподобия.*

*На основании разработанной методологии применительно к многоканальному приему синтезирована технология обнаружения, которая, в отличие от известных, не требует знания мощности помех для формирования порогового уровня. Технология использует хорошо разработанные вычислительные операции и табулированную статистику, позволяет управлять величиной вероятности ошибки первого рода.*

**Ключевые слова:** проверка гипотез, шумоподобный сигнал, критерий отношения правдоподобия, планарный многоканальный прием.

### Введение

В комплексе проблем по обеспечению эффективного функционирования современных многоканальных радиотехнических систем особое место занимают проблемы, связанные с синтезом оптимальных или квазиоптимальных алгоритмов обнаружения пространственно-временного сигнала на фоне помех с априорно-неопределенными параметрами [1, 2].

На сегодняшний день определена структура и проведен теоретический анализ качества функционирования правил обнаружения сигналов, наблюдаемых на фоне гауссовской помехи заданной мощности [3, 4].

В тоже время разработанные тесты теряют свою значимость в параметрически неопределенной помеховой обстановке:

- если дисперсия гауссовских помех неизвестна, то неизбежно возникают проблемы с выбором величины порога обнаружения;

- использование радиометров модуляционного типа не решает проблемы эффективного принятия решений, поскольку часть энергетического потенциала шумоподобного сигнала практически не используется.

### Постановка задачи

Целью настоящей работы является создание

методологии решения задачи обнаружения пространственно-временного шумоподобного сигнала от протяженного источника излучения, наблюдения которого ведутся в параметрически-неопределенной помеховой обстановке.

Пусть апертура антенной системы состоит из  $(M \times K)$  элементов. Фазовые центры их расположены в плоскости  $xOy$  и имеют координаты  $\rho_{mn} = (x_m, y_n)$ ,  $m = \overline{1, M}$ ,  $n = \overline{1, K}$ ,  $x_m = d_x(m-1)$ ,  $y_n = d_y(n-1)$ ,  $d_x = x_m - x_{m-1}$ ,  $d_y = y_n - y_{n-1}$  – расстояние между элементами по оси  $x$  и  $y$  соответственно.

Колебание  $\dot{U}_{m,n}(t)$ , зарегистрированное на выходе  $mn$ -го элемента раскрытия  $\rho = (x, y)$  апертуры в условиях многоканального приема от объекта, находящегося в дальней зоне определим так:

$$\dot{U}_{mn}(t) = \dot{S}_{mn}(t) \exp(j2\pi f_0 \rho_{mn} \vartheta_0) + \dot{n}_{mn}(t), \quad (1)$$

$$m = \overline{1, M}; n = \overline{1, K}.$$

Здесь  $\vartheta_0^T = (U_{x_0}, U_{y_0})$  – вектор обобщенных параметров объекта излучения,  $U_{x_0}$  и  $U_{y_0}$  – направление на источник относительно перпендикуляра к осям  $x$  и  $y$  соответственно. Они связаны с углом места  $Q$  и азимутом  $\varphi$  источника соотношениями:

$$U_x = \sin(Q) \cos(\varphi), \quad U_y = \sin(Q) \sin(\varphi),$$

Если  $\vartheta_0$  - направление оси диаграммы направленности  $\mathcal{F}_{mn}(\vartheta)$  каждого их элементов плоской антенной решетки (ПАР), а объект мониторинга пространственно-распределенный из сектора  $\phi$ . со спектрально-угловой плотностью  $\dot{A}(\vartheta, f)$ , то [4]

$$\dot{S}_{mn}(t) = \int_0^\infty \int_\phi \dot{k}_{mn}(f) \mathcal{F}_{mn}(\vartheta) \dot{A}(\vartheta, f) \times \exp\left\{j2\pi f\left[t - \frac{\rho_m \vartheta}{c}\right]\right\} df d\vartheta \quad (2)$$

– сигнальная составляющая наблюдений  $\dot{U}_{mn}(t)$ ,  $C$  – скорость распространения радиоволн, вектора  $\vartheta$  и  $\rho_m$  определены как  $\vartheta^T = (U_x, U_y)$ ,  $\rho_{mn} = (x_m, y_n)^T$ , “ $T$ ” – знак транспонирования. Считаем, что диаграммы направленности  $\mathcal{F}_{mn}(\vartheta)$  элементов ПАР идентичны, рассчитаны для средней частоты  $f_0$  характеристики  $\dot{k}_{mn}(f)$  линейного тракта приемника:

$$\dot{k}_{mn}(f) = \begin{cases} \dot{k}(f), & f \in (f_0 - F, f_0 + F); \\ 0, & f \notin (f_0 - F, f_0 + F). \end{cases} \quad (3)$$

Спектрально-угловую плотность  $\dot{A}(\vartheta, f)$  моделируем гауссовским процессом с характеристиками [4]:

$$\begin{aligned} \langle \dot{A}(\vartheta, f) \rangle &= 0; \\ \langle \dot{A}(\vartheta_1, f_1) \dot{A}^*(\vartheta_2, f_2) \rangle &= \\ &= B(\vartheta_1, f_1) \delta(f_1 - f_2) \delta(\vartheta_1 - \vartheta_2), \end{aligned} \quad (4)$$

где  $B(\vartheta, f)$  - радиояркость объекта наблюдения,  $\delta(\cdot)$  - символ кропикера.

Наблюдения ведутся на фоне помех  $n_{mn}(t)$  - приведенный ко входу линейного тракта гауссовский процесс (шум канала) с нулевым математическим ожиданием и корреляционной функцией  $R_0(t_1, t_2)$

$$\begin{aligned} R_0(t_1, t_2) &= \langle \dot{n}_{p1}(t_1) \dot{n}_{p2}^*(t_2) \rangle = \\ &= N_0 \delta(t_1 - t) \delta(\rho_1 - \rho_2). \end{aligned}$$

Взаимная корреляция между сигнальными и помеховыми компонентами колебания  $\dot{U}_{mn}(t)$  отсутствует.

Нетрудно показать, что при указанных исходных данных гауссовский случайный процесс  $\dot{S}_{mn}(t)$  определяется характеристиками

$$\langle \dot{S}_{mn}(t) \rangle = 0;$$

$$\begin{aligned} R_p(t_1 - t_2, \rho_1 - \rho_2) &= \langle \dot{S}(t_1, \rho_1) \dot{S}^*(t_2, \rho_2) \rangle = \\ &= \int_0^\infty \int_\phi |\dot{k}(f)|^2 |\mathcal{F}(\vartheta)|^2 \times B(\vartheta, f) \times \\ &\times \exp\left\{j2\pi f(t_1 - t_2) - \left(\frac{\rho_1 - \rho_2}{c}\right)\vartheta\right\} d\vartheta df. \end{aligned}$$

Требуется по совокупности наблюдений  $\dot{U}_{mn}(t)$  ( $m = \overline{1, M}$ ;  $n = \overline{1, K}$ ;  $t \in (0, T)$ ) принять решение: содержится ли входное колебание сигнала  $\dot{S}_{mn}(t) \exp(j2\pi f_0 \rho_{mn} \vartheta_0) + \dot{n}_{mn}(t)$ , ( $m = \overline{1, M}$ ;  $n = \overline{1, K}$ ) или его нет.

## Решение задачи

При ориентации на цифровые методы обработки процессов, которые получены на выходах линейных трактов, статистическим материалом, подлежащим анализу, является совокупность  $W = 2FT$  мгновенных “откликов” апертуры на входное воздействие.

Пусть в момент времени  $t_p = (p-1)\Delta t$ ,  $\Delta t = \frac{1}{2F}$ ,  $p \in \overline{1, W}$  сформирована матрица наблюдений  $\tilde{U}_p$

$$\tilde{U}_p = \begin{pmatrix} \dot{U}_{11}(p) & \dot{U}_{12}(p) & \dots & \dot{U}_{1K}(p) \\ \dot{U}_{21}(p) & \dot{U}_{22}(p) & \dots & \dot{U}_{2K}(p) \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ \dot{U}_{M1}(p) & \dot{U}_{M2}(p) & \dots & \dot{U}_{MK}(p) \end{pmatrix} = \tilde{S}_p + \tilde{n}_p, \quad (5)$$

состоящая из аддитивной суммы сигнальной  $\tilde{S}_p$

$$\begin{aligned} \tilde{S}_p &= \|\dot{S}_{mn}(t_p)\| = \\ &= \begin{pmatrix} \dot{S}_{11}(p) & \dot{S}_{12}(p) & \dots & \dot{S}_{1K}(p) \\ \dot{S}_{21}(p) & \dot{S}_{22}(p) & \dots & \dot{S}_{2K}(p) \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ \dot{S}_{M1}(p) & \dot{S}_{M2}(p) & \dots & \dot{S}_{MK}(p) \end{pmatrix} = \Lambda_0 S(p) B_0^T \end{aligned} \quad (6)$$

и помеховой  $\tilde{h}_p$  компоненты

$$\begin{aligned} \tilde{h}_p &= \|\dot{h}_{mn}(t)\| = \\ &= \begin{pmatrix} \dot{h}_{11}(p) & \dot{h}_{12}(p) & \dots & \dot{h}_{1K}(p) \\ \dot{h}_{21}(p) & \dot{h}_{22}(p) & \dots & \dot{h}_{2K}(p) \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ \dot{h}_{M1}(p) & \dot{h}_{M2}(p) & \dots & \dot{h}_{MK}(p) \end{pmatrix}. \end{aligned}$$

Здесь

$$S_{mn}(p) = S_{mn}(t_p) = \int_0^\infty \int_{\Phi-\vartheta_0} k(f) \mathcal{F}(\vartheta) \dot{A}(\vartheta, f) \times \exp\left\{j2\pi\left[f\left(t - \frac{\rho_{mn}^T \vartheta}{c}\right)\right]\right\} df d\vartheta, \quad (8)$$

а пеленгационные векторы  $\Lambda_0$  и  $B_0$

$$\Lambda_0 = \begin{bmatrix} 1 & \dot{\alpha}_0 & \dot{\alpha}_0^2 & \dots & \dot{\alpha}_0^{M-1} \end{bmatrix}^T, \quad (9)$$

$$B_0 = \begin{bmatrix} 1 & \dot{B}_0 & \dot{B}_0^2 & \dots & \dot{B}_0^{M-1} \end{bmatrix}^T$$

связаны с направлением визирования  $U_{x0}$  и  $U_{y0}$  соотношениями

$$\dot{\alpha}_0 = \exp(j2\pi \frac{dx}{\lambda} U_{x0}), \quad (10)$$

$$\dot{B}_0 = \exp(j2\pi \frac{dy}{\lambda} U_{y0}),$$

где  $\lambda$  - рабочая длина волны.

Исчерпывающее описание гауссовского вектора (5) с нулевым математическим ожиданием  $\langle \dot{U}_p \rangle = 0$  даёт ковариационная матрица

$$R_m = \langle \tilde{U}_p \tilde{U}_p^+ \rangle$$

$$R_m = T_m + \sigma_0^2 I_M. \quad (11)$$

Здесь  $I_M = \text{diag}(1, 1, \dots, 1)$  -  $M \times M$  размерная диагональная матрица,  $\sigma_0^2$  - мощность помеховой компоненты, символ "+" означает операцию сопряжения по Эрмиту

$$\tilde{T}_m = \langle \tilde{S}_p \tilde{S}_p^+ \rangle = \frac{1}{WK} \sum_{p=1}^W \tilde{S}_p \tilde{S}_p^+. \quad (12)$$

Приведенное дискретное представление с учетом обозначений (9) позволяет матрицу  $\tilde{R}_M$  в общем случае (для точечного и протяженного объектов) факторизовать так:

$$R_m = \Lambda_0 \tilde{\Psi} \Lambda_0^+ + \sigma_0^2 I_M, \quad (13)$$

где

$$\Psi = \langle \dot{S}_{mn}(t_p) \dot{S}_{mn}^+(t_p) \rangle = R_s(0, 0). \quad (14)$$

Из приведенного вытекает, что задача обнаружения может быть переформулирована так: требуется разработать процедуру, позволяющую на основе наблюдений (5) принимать решения об обнаружении сигнала с заданной степенью достоверности в априорно неопределенной помеховой обстановке (сведения о мощности помехи отсутствуют).

Введем в рассмотрение гипотезу  $H_1$ : наблюдения содержат сигнал (альтернатива -  $H_0$ ). Тогда при выполнении  $H_1$  пространственная ковариация определится соотношением (13). Запишем функцию

правдоподобия  $P(U^W | R_m, H_1)$  совокупности наблюдений  $\tilde{U} = (\tilde{U}_1, \tilde{U}_2, \dots, \tilde{U}_W)$  относительно ковариации  $R_m$  [4]:

$$P(\tilde{U}^W | R_m, H_1) = \pi^{-WM} |R_m|^{-WM} \times \exp\left\{-WKS_p(\tilde{R}_m^{-1} \tilde{S}_m)\right\}, \quad (15)$$

здесь

$$\hat{R}_m = \tilde{S}_m = \frac{1}{WK} \sum_{p=1}^W \tilde{U}_p \tilde{U}_p^+ \quad (16)$$

выборочная ковариационная матрица,  $SpT$  - след матрицы  $T$ .

Стратегия оптимального по критерию отношения правдоподобия

$$l_C^{(M)} = \ln \frac{P(\tilde{U}^W | \tilde{R}_M = \hat{R}_M, H_C)}{P(\tilde{U}^W | \tilde{R}_M, H_C)}, C = 0, 1 \quad (17)$$

правила отождествления оценки  $\hat{R}_M = \tilde{S}_M$  с истинным значением предписывает формирование последовательности статистик  $\gamma_C^{(M)} = l_C^{(M)}$  для задаваемых  $C$ , соответствующих выдвигаемым гипотезам  $H_0(C = 0), H_1(C = 1)$ . Подставив (15) в (17) получаем

$$\gamma_C^{(M)} = W \left\{ Sp \tilde{S}_M \tilde{R}_M^{-1} - \ln |\tilde{S}_M \tilde{R}_M^{-1}| - (M - C) \right\}, \quad (18)$$

где  $|\tilde{B}|$  - означает определитель матрицы  $\tilde{B}$ .

Для дальнейшего решения задачи запишем разложение эрмитовой матрицы  $\tilde{R}_m$  (13) в базе собственных значений  $\gamma_g$  ( $g = \overline{1, M}$ ) и собственных векторов  $\tilde{V}_g$  [5]

$$R_m = \gamma_1 \tilde{V}_1 + \sum_{g=2}^m \gamma_g \tilde{V}_g \tilde{V}_g^+. \quad (19)$$

Как следствие: если справедлива гипотеза  $H_1$ , то  $(M - 1)$  собственных значений  $\gamma_g$  ( $g = \overline{2, M}$ ) равнозначны, что эквивалентно выполнению

$$\hat{\sigma}_0^2 = \frac{1}{M-1} \sum_{g=2}^M \gamma_g, \quad (20)$$

здесь  $\hat{\sigma}_0^2$  - оценка максимального правдоподобия дисперсии  $\sigma_0^2$ .

Из приведенного вытекает, что статистику (18)  $\gamma_C^{(M)}$  можно рассматривать, во-первых, как достаточную при проверке значимых  $H_0$  и  $H_1$ . Во-вторых, после подстановки равенства (19) в (18)

нетрудно показать, что проверка гипотез  $H_0$  и  $H_1$  может быть сведена к формированию  $I_C^{(M)}$ ,  $C = (0, 1)$

$$I_C^{(M)} = (W-1) \left[ (M-C) \ln \sum_{g=C+1}^M \gamma_g - \ln \prod_{g=C+1}^M \gamma_g - (M-C) \ln(M-C) \right] \quad (21)$$

и сравнению её с порогом  $\chi_{r,\alpha}^2$ . Известно, что статистика (21) имеет табулированное  $\chi^2$  распределение [6]. Поэтому порог  $\chi_{r,\alpha}^2$  может быть выбран из таблиц  $\chi^2$ -распределения по заданному уровню значимости  $\alpha$  (вероятность ошибки первого рода) и числу  $r = 0,5(M-C)(M-C+1) - 1$  степеней свободы.

Идентичные выкладки могут быть проведены, если в качестве исходных данных задавать  $(K \times M)$  - размерную матрицу  $\tilde{U}_p^T$ . В этом случае критическая статистика  $I_C^{(K)}$  для проверки гипотезы  $H_C (C = 0, 1)$  может быть рассчитана так:

$$I_C^{(K)} = (W-1) \left[ (K-C) \ln \sum_{g=C+1}^K \gamma_g - \ln \prod_{g=C+1}^K \gamma_g - (K-C) \ln(K-C) \right], \quad (22)$$

где  $\gamma_g (g = \overline{1, K})$  - собственные значения выборочной ковариации  $\tilde{S}_k$

$$\tilde{S}_k = \frac{1}{WM} \sum_{p=1}^W \tilde{\gamma}_p \tilde{\gamma}_p^+. \quad (23)$$

В технологическом отношении процесс проверки гипотез  $H_0$  и  $H_1$  в условиях указанной параметрической априорной неопределенности при использовании ПАР сводится к формированию по наблюдениям на основе правил (16) (или (23)) выборочной ковариации  $\tilde{S}_m$  (или  $\tilde{S}_k$ ), вычислению её собственных значений  $\gamma_g (g = \overline{1, M})$  (или  $\gamma_g (g = \overline{1, k})$ ), расчету числового значения критических статистик  $I_C^{(M)}$  (или  $I_C^{(K)}$ ),  $(C = 0, 1)$  и сравнению  $I_0^{(M)}$  и  $I_1^{(M)}$  ( $I_0^{(K)}$  и  $I_1^{(K)}$ ) с порогом, который выбран из таблиц  $\chi^2$ -распределения по заданному уровню значимости и числу степеней свободы. Если  $I_0^{(M)} > \chi_{r_0, M}^2$  ( $I_0^{(K)} > \chi_{r_0, K}^2$ ) гипотеза  $H_0$  отвергается, переходят к проверке гипотезы  $H_1$ . При выпол-

нении  $I_1^{(M)} < \chi_{r_1, M}^2$  ( $I_1^{(K)} < \chi_{r_1, K}^2$ ) процесс проверки прекращается: выносится решение о справедливости  $H_1$ .

Для подтверждения теоретических выводов приведем результаты исследований, полученные на уровне статистического моделирования. Для упрощения расчетов источник излучения считался точечным. Моделирование проводилось в условиях:

- обработке подлежит информация, сформированная на базе матрицы  $\tilde{U}_p (p = \overline{1, N}, W = 100)$ ;

- $M = 6, K = 4, d_x = d_y = 0,5\lambda, Q_0 = 1^\circ, \varphi_0 = 2^\circ$ .

Уровень значимости  $\alpha$  задавали равным соответственно  $\alpha = 0,5; 0,1; 0,05$ . По результатам проведения 1000 экспериментов определялось количество правильных решений (подтверждение гипотезы  $H_1$ ) для различных соотношений сигнал/шум  $\mu = \sigma_1^2 / \sigma_0^2$ , где  $\sigma_1^2$  и  $\sigma_0^2$  - соответственно мощность сигнала и шума.

Зависимость вероятности правильного обнаружения (отношение числа правильных решений к общему числу экспериментов) при различных  $\alpha$  представлено на рисунке.

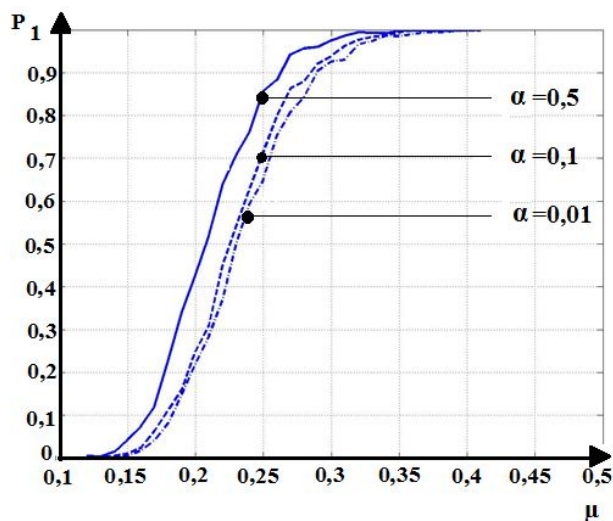


Рис. 1. Зависимость вероятности обнаружения от соотношения сигнал/шум при различных уровнях значимости

Анализ экспериментальных результатов позволяет оценить эффективность обнаружения в условиях параметрической априорной неопределенности помехи.

## Заключение

На основании критерия отношения правдоподобия разработано решение задачи обнаружения

пространственно-временного шумоподобного сигнала при параметрически неопределенной помеховой обстановке.

Показано, что синтезированное на основе разработанной методологии правило принятия решений в условиях многоканального приема при формировании порогового уровня для проверки гипотез, в отличие от известных, не требует знания «априори» мощности помех.

Рабочие характеристики, полученные на уровне цифрового статистического моделирования теста, синтезированного на основе приведенной методологии, для различных уровней значимости, во-первых, подтверждают выводы теоретических исследований. В частности, показывают, что эффективность обнаружения в условиях параметрической априорной неопределенности помехи при  $\mu \geq 0,35$  слабо зависит от уровня значимости. Во-вторых, дают возможность специалистам в области разработки пассивных радиосистем оценить как эффективность указанных тестов, при различных числовых значениях вероятности ошибки первого рода, так и степень сложности их реализации.

### Литература

1. Revunova, E. G. *A model selection criterion for solution of discrete ill-posed problems based on the singular value decomposition [Text]* / E. G. Revunova, A. V. Tyshchuk // *The 7th International Workshop on Inductive Modelling (IWIM'2015)*, Kyiv-Zhukyn. July 20-24, 2015. – P. 43-47.

2. Fan, J. *Variance estimation using refitted cross-validation in ultrahigh dimensional regression [Text]* / J. Fan, S. Guo, N. Hao // *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Statistical Methodology)*. – 2012. – vol. 74, no. 1. – P. 37-65. DOI: 10.1111/j.1467-9868.2011.01005.x.

3. Трифонов, А. П. *Оценка числа ортогональных сигналов с неизвестными неэнергетическими параметрами [Текст]* / А. П. Трифонов, А. В. Хорин // *Известия вузов. Радиоэлектроника*. – 2015. – Т. 58, № 8. – С. 33-41.

4. Rachkovskij, D. A. *Vector data transformation using random binary matrices [Text]* / D. A. Rachkovskij

// *Cybmetics and System Analysis*. – 2014. – vol. 50, no. 6. – P. 960-968. DOI: 10.1007/s10559-014-9687-4.

5. Хорн, Р. *Матричный анализ [Текст] : пер. с англ.* / Р. Хорн, Ч. Джонсон. – М. : Мир, 1989. – 655 с.

6. Большев, Л. Н. *Таблицы математической статистики [Текст]* / Л. Н. Большев, Н. В. Смирнов. – М. : Наука. Главная редакция физико-математической литературы, 1983. – 416 с.

### References

1. Revunova, E. G., Tyshchuk, A. V. A model selection criterion for solution of discrete ill-posed problems based on the singular value decomposition. *The 7th International Workshop on Inductive Modelling (IWIM'2015)*, Kyiv-Zhukyn. July 20-24, 2015, pp. 43-47.

2. Fan, J., Guo, S., Hao, N. Variance estimation using refitted cross-validation in ultrahigh dimensional regression. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Statistical Methodology)*, 2012, vol. 74, no. 1, pp. 37-65. DOI: 10.1111/j.1467-9868.2011.01005.x.

3. Trifonov, A. P., Horin, A. V. Ocenka chisla ortogonalnih signalov s neizvestnimi neenergeticheskimi parametrami [Estimating the number of orthogonal signals with unknown non-energetic parameters]. *Izvestiya Vysshikh Uchebnykh Zavedenii. Radioelektronika – Radioelectronics and Communications Systems*, 2015, vol. 58, no. 8, pp. 33-41.

4. Rachkovskij, D. A. Vector data transformation using random binary matrices. *Cybmetics and System Analysis*, 2014, vol. 50, no. 6, pp. 960-968. DOI: 10.1007/s10559-014-9687-4.

5. Horn, R., Johnson, C. *Matrichniy analiz* [Matrix Analysis]. Moscow, Mir Publ., 1989. 655 p.

6. Bolshev, L. N., Smirnov, N. V. *Tablitsi matematicheskoy statistiki* [Tables of Mathematical Statistics]. Moscow, Nauka Publ., 1983. 416 p.

Поступила в редакцію 12.01.2017, рассмотрена на редколлегии 16.02.2017

### АЛГОРИТМ ВИЯВЛЕННЯ ПРОСТОРОВО-ЧАСОВОГО ШУМОПОДІБНОГО СИГНАЛА З НЕВІДОМИМИ ПАРАМЕТРАМИ ПРИ БАГАТОКАНАЛЬНОМУ ПРИЙОМІ

О. Д. Абрамов, А. Д. Собколов

Розглянуто характерне для радіоастрономічної практики завдання виявлення просторово-часового шумоподібного сигналу, який випромінюється протяжним джерелом випромінювання, спостереження якого

ведуться в параметрично невизначеній перешкодній обстановці. Наведено методологію її рішення, базовою основою якої служить критерій відношення правдоподібності.

На підставі розробленої методології стосовно до багатоканального прийому синтезовано технологію виявлення, яка, на відміну від відомих, не вимагає знання потужності перешкод для формування порогового рівня. Технологія використовує добре розроблені обчислювальні операції і табульовану статистику, дозволяє управляти величиною ймовірності помилки першого роду.

**Ключові слова:** перевірка гіпотез, шумоподібний сигнал, критерій відношення правдоподібності, планарний багатоканальний прийом.

#### ALGORITHM OF DETECTION SPATIO-TEMPORAL NOISE-LIKE SIGNAL WITH THE UNKNOWN PARAMETERS WITH MANY-CHANNEL RECEPTION

*A. D. Abramov, A. D. Sobkolov*

Considered characteristic task for radio astronomy, detection spatio-temporal noise-like signal emitted by extended radiation source, observations of which are conducted in a parametrically uncertain noise conditions. The methodology of its solution is given, the main basis of which is the likelihood ratio criterion.

Based on the developed methodology for multichannel reception, a detection technology was synthesized, which, unlike known ones, does not require knowledge of the interference power for forming a threshold level. The technology uses well-designed computational operations and tabulated statistics, it allows to control the magnitude of the error probability of the first kind.

**Keywords:** hypothesis testing, noise-like signal, likelihood ratio criterion, planar multi-channel reception.

**Абрамов Александр Дмитриевич** – канд. техн. наук, ст. науч. сотр., доцент кафедры проектирования радиоэлектронных систем летательных аппаратов, Национальный аэрокосмический университет им. Н. Е. Жуковского «Харьковский авиационный институт», Украина, e-mail: abr.a@ukr.net.

**Собколов Антон Дмитриевич** – аспирант кафедры проектирования радиоэлектронных систем летательных аппаратов, Национальный аэрокосмический университет им. Н. Е. Жуковского «Харьковский авиационный институт», Украина, e-mail: a.sobkolov@outlook.com.

**Abramov Aleksandr Dmitrievich** – Candidate of Technical Sciences, senior research scientist, Assistant Professor of Department of Design of Radio Engineering Systems of Aircraft, National Aerospace University named after N. E. Zhukovskiy “Kharkiv Aviation Institute”, Ukraine, e-mail: abr.a@ukr.net.

**Sobkolov Anton Dmitrievich** – PhD student of Department of Design of Radio Engineering Systems of Aircraft, National Aerospace University named after N. E. Zhukovskiy “Kharkiv Aviation Institute”, Ukraine, e-mail: a.sobkolov@outlook.com.