

УДК 621.391

А. Д. АБРАМОВ, С. С. ЖИЛА, Т. И. МОСКАЛЕНКО, НГУЕН ВАН ХУОН

*Национальный аэрокосмический университет им. Н. Е. Жуковского  
«Харьковский авиационный институт», Украина*

## ОЦЕНКА ЧИСЛА ПРОСТРАНСТВЕННО-ВРЕМЕННЫХ СИГНАЛОВ ПРИ МНОГОКАНАЛЬНОМ ПРИЁМЕ

*Проведен анализ первого этапа обеспечения избирательности многоканальных радиотехнических систем в условиях параметрически неопределённой помеховой обстановки – обнаружении пространственных сигналов с изменяющейся интенсивностью и неизвестными угловыми параметрами.*

*В рамках теории многоальтернативных решений при использовании критерия отношения правдоподобия предложен метод решения задачи оценки числа пространственно-временных сигналов с неизвестными угловыми параметрами в указанных помеховых условиях, отправной точкой которого служат критерий отношения правдоподобия.*

*На основании теории многоальтернативных решений синтезировано правило принятия решений в пользу какой-либо из выдвигаемых гипотез о числе ортогональных пространственно-временных сигналов с упомянутыми выше модельными характеристиками, которое использует стандартные вычислительные операции и позволяет управлять величиной вероятности ошибки первого рода.*

*Доказано, что при неизвестном характере изменения интенсивности ортогональных пространственно-временных сигналов целесообразно ориентироваться на проведение анализа в помеховом подпространстве.*

*Отличительная особенность синтезированного правила принятия решений: критическая статистика формируется на основе собственных значений корреляционной матрицы наблюдений в условиях многоканального приема. Анализ показал: плотность распределения статистики при этом табулирована, что дало возможность в "априори" задавать требуемую величину ошибки первого рода.*

*Аттестация синтезированного теста – правила принятия решения в пользу выдвигаемой гипотезы о соответствующем числе ортогональных пространственно-временных сигналов, содержащихся в многоканальных наблюдениях, проведено в двух режимах: первый – изменение интенсивности сигналов носило шумоподобный характер, второй – огибающая каждого из сигналов на интервале времени оставалась неизменной. Уровень значимости задавался равным 0,01. По результатам моделирования проводился сопоставимый анализ зависимости числа правильных решений (по выполнению соответствующей гипотезы о числе пространственно-временных сигналов) от соотношения сигнал/шум по мощности при заданном разном угловых параметров. Элементы выборочной корреляции в процессе моделирования оценивались по 100 независимым временным отсчетам.*

*Приведенные результаты цифрового моделирования подтверждают выводы теоретических исследований.*

**Ключевые слова:** проверка гипотез, критерий отношения правдоподобия, многоканальная система, сигнал.

### Введение

Необходимость в достоверной оценке числа пространственно-временных сигналов с неизвестными параметрами при многоканальном приёме актуальна для различных приложений радиотехнической практики, когда неизвестна структура канала, по которой передаётся информация. В частности, при формировании изображений с помощью различных радиосистем авиационного базирования [1-4].

Недостаток разработанных на сегодняшний день процедур обнаружения числа известен: достоверность полученных решений зависит от значения дисперсии помех. Если она неизвестна (параметрическая неопределённая помеховая обстановка), то неизбежно возникают проблемы, связанные с устойчивостью и технической сложностью реализации решений [3].

Цель работы – метод решения задачи оценивания числа пространственно-временных сигналов в условиях многоканального приёма при параметрической неопределённой помеховой обстановке.

### Постановка задачи

Пусть апертура антенны многоканальной системы выполнена в виде  $M$ -элементной антенной решётки (АР). Фазовые центры приёмник элементов расположены эквидистантно на оси  $Ox$  в точках  $x_1=0, x_2=d, x_3=2d, \dots, x_m=(m-1)d$ . Считаем, что в моменты времени  $k\Delta t$  ( $k = \overline{1, W}$ ) на выходах линейных трактов элементов АР регистрируется вектор  $\vec{U}_k = \vec{U}(k\Delta t)$

$$\vec{U}_k^T = [\dot{U}_1(k\Delta t), \dot{U}_2(k\Delta t), \dots, \dot{U}_M(k\Delta t)], \quad (1)$$

где  $\dot{U}_T(k\Delta t)$  - комплексная амплитуда независимого отсчёта наблюдения  $U_m(t)$ , измеренная в момент времени  $k\Delta t$  на выходе  $m$ -го элемента ( $m = \overline{1, M}$ ), "Т" - знак транспонирования.

Функциональная связь между вектором наблюдений  $\vec{U}_k$  и фазовым распределением  $\tilde{\Lambda}$  от  $N$  источников по апертуре задаётся уравнением наблюдения:

$$\vec{U}_k = \tilde{\Lambda} \vec{E}_k + \vec{\varepsilon}_k. \quad (2)$$

Здесь  $\vec{E}_k = [\dot{E}_1(k\Delta t), \dot{E}_2(k\Delta t), \dots, \dot{E}_N(k\Delta t)]^T$  - вектор отсчёта в момент времени  $k\Delta t$  амплитуд  $\dot{E}_p(t) = |\dot{E}_p(t)| e^{j\varphi_p(t)}$  сигналов, спектр которых сосредоточен в полосе  $f \in 2F$  ( $|\dot{E}(t)|$  и  $\varphi(t)$  характеризуют изменение во времени интенсивности и начальной фазы сигнала), шаг дискретизации  $\Delta t$  определен как  $\Delta t = \frac{1}{2F}$ .

Элементы  $\dot{\alpha}_p$  ( $p = \overline{1, N}$ ) матрицы  $\tilde{\Lambda}$

$$\tilde{\Lambda}_N = \begin{bmatrix} 1 & 1 & \dots & 1 \\ \dot{\alpha}_1 & \dot{\alpha}_2 & \dots & \dot{\alpha}_N \\ \dot{\alpha}_1^2 & \dot{\alpha}_2^2 & \dots & \dot{\alpha}_N^2 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \dot{\alpha}_1^{M-1} & \dot{\alpha}_2^{M-1} & \dots & \dot{\alpha}_N^{M-1} \end{bmatrix} \quad (3)$$

фазового распределения поля связаны с координатой  $\theta_p$  ( $p = \overline{1, N}$ ) источника равенством

$$\dot{\alpha}_p = \exp(j2\pi \frac{d}{\lambda} \theta_p), \quad (4)$$

где  $\theta_p = \sin(Q_p)$ ,

$Q_p$  - угол между направлением на  $p$ -й источник и нормалью к апертуре АР,

$\lambda$  - рабочая длина волны,

$$\vec{\varepsilon}_k^T = \begin{bmatrix} \varepsilon_1 & \varepsilon_2 & \dots & \varepsilon_3 \end{bmatrix} - \text{случайный гауссовский}$$

процесс (шум, вносимый каналами решетки) с характеристиками:

$$\langle \dot{\varepsilon}_m(k\Delta t) \rangle = \langle \dot{\varepsilon}_{mk} \rangle = 0, \quad m = \overline{1, M},$$

$$\tilde{R}_0 = \langle \vec{\varepsilon}_{k_1} \vec{\varepsilon}_{k_2}^+ \rangle = \sigma_0^2 I_M \delta(k_1 - k_2). \quad (5)$$

При записи (5) введены обозначения:

«+» и  $\delta(\dots)$  - символ сопряжения по Эрмиту и символ Кронекера соответственно;

$I_M = \text{diag}(1, 1, \dots, 1, 1)$  - диагональная матрица размером  $(M \times M)$ ;

$\sigma_0^2$  - мощность помехи.

Требуется разработать процедуру, позволяющую на основе наблюдений  $U^{(w)} = [\vec{U}_1, \vec{U}_2, \dots, \vec{U}_w]$  оценить число  $N$  некогерентных сигналов с направления  $\theta_p$  ( $p = \overline{1, N}$ ) при отсутствии априорных сведений об  $\sigma_0^2$ .

Как следствие модельных приближений матрицу  $\tilde{S}_1 = \langle \vec{U}_k \vec{U}_k^+ \rangle$  межэлементных корреляций вектора  $U_k$  рассчитываем как:

$$\tilde{S}_1 = \tilde{\Lambda} \tilde{\Psi} \tilde{\Lambda}^+ + \sigma_0^2 I_M, \quad (6)$$

$$\tilde{\Psi} = \langle \vec{E}_k \times \vec{E}_k^+ \rangle.$$

### Решение задачи

Решение задачи проведем на базе методологии максимального правдоподобия. Для этого введем гипотезу  $H_p$  о наличии в наблюдениях  $p$  сигналов.

Тогда функцию правдоподобия

$$P(U^{(W)} / H_p, \tilde{\Lambda}, \vec{E}^{(W)}, \vec{R}_0)$$

выборки  $U^{(W)} = (\vec{U}_1, \vec{U}_2, \dots, \vec{U}_W)$  относительно сложной гипотезы  $H_p$  и фиксированных  $(\tilde{\Lambda}, \vec{E}^{(W)}, \vec{R}_0)$  запишем так:

$$P(U^{(W)} / H_p, \tilde{\Lambda}, \vec{E}^{(W)}, \vec{R}_0) = \pi^{-MW} |\vec{R}_0|^{-W} \times \exp \left\{ - \sum_{k=1}^W (\vec{U}_k - \tilde{\Lambda} \vec{E}_k)^+ \vec{R}_0^{-1} (\vec{U}_k - \tilde{\Lambda} \vec{E}_k) \right\}, \quad (7)$$

здесь  $\vec{E}^{(W)} = (\vec{E}_1, \vec{E}_2, \dots, \vec{E}_W)^T$ .

Очевидно, что норма  $\|\bar{U}_k - \tilde{\Lambda}\bar{E}_k\|$  не изменится при ортогональном преобразовании вектора  $\tilde{\xi}_k = \bar{U}_k - \tilde{\Lambda}\bar{E}_k$ . Следовательно, если  $\tilde{D}$  – ортогональная  $(M \times M)$  матрица, то при заданной модели уравнения наблюдения (1) невязка  $|\varepsilon|^2$  будет равна

$$|\varepsilon|^2 = \sum_{k=1}^W \tilde{\xi}_k^+ \tilde{R}_M^{-1} \tilde{\xi}_k = \sum_{k=1}^W (\tilde{D}\tilde{\xi}_k)^+ \tilde{R}_0^{-1} (\tilde{D}\tilde{\xi}_k). \quad (8)$$

При  $W \gg 1$  соотношение (6) тривиально приводится к виду:

$$|\varepsilon|^2 = W \times Sp \left\{ \tilde{R}_0^{-1} (\tilde{\Phi} - \tilde{Y}) \right\}, \quad (9)$$

в котором матрицы  $\tilde{\Phi}$  и  $\tilde{Y}$  связаны с собственными значениями  $\Phi_i$  и  $Y_i$  ( $i = 1, M$ ) межэлементных корреляций  $\tilde{S}_0$  и  $\tilde{S}_1$

$$\tilde{S}_0 = \frac{1}{W} \sum_{k=1}^W (\tilde{\Lambda}\bar{E}_k)(\tilde{\Lambda}\bar{E}_k)^+, \quad \tilde{S}_1 = \frac{1}{W} \sum_{k=1}^W \bar{U}_k \bar{U}_k^+$$

следующим образом

$$\tilde{\Phi} = \tilde{D}\tilde{S}_1\tilde{D}^+ = \text{diag}(\Phi_1, \Phi_2, \dots, \Phi_M), \\ \Phi_i > 0 \quad (i = \overline{1, M}),$$

$$\tilde{Y} = \tilde{D}\tilde{S}_0\tilde{D}^+ = \text{diag}(Y_1, Y_2, \dots, Y_M), \quad Y_i \geq 0, \\ (i = \overline{1, M}).$$

Представим  $(M \times M)$  – размерную матрицу  $(\tilde{\Phi} - \tilde{Y})$  в виде составной [5]

$$(\tilde{\Phi} - \tilde{Y}) = \begin{bmatrix} \tilde{\Phi}_p - \tilde{Y}_p & | & \tilde{0}_{(p)}^{(M-p)} \\ \dots & | & \dots \\ \tilde{0}_{(M-p)}^{(p)} & | & \tilde{v}_{(M-p)}^{(M-p)} \end{bmatrix}. \quad (10)$$

В последнем равенстве  $\tilde{v}_{(M-p)}^{(M-p)} = \text{diag}(Y_{p+1}, Y_{p+2}, \dots, Y_M)$  и  $\tilde{0}_{(p)}^{(m)}$  – диагональная и нулевая матрицы размерности  $((M-p) \times (M-p))$  и  $(p \times m)$  соответственно.

С учетом (7) и (10) получаем, что:

$$|\varepsilon|^2 = WSp \left\{ \tilde{R}_{(p)}^{-1} (\tilde{\Phi}_p - \tilde{Y}_p) \right\} + WSp \left\{ \tilde{R}_{(M-p)}^{-1} \tilde{v}_{(M-p)}^{(M-p)} \right\}, \quad (11)$$

где  $\tilde{R}_{(p)} = \sigma_0^2 I_p, \tilde{R}_{(M-p)} = \sigma_0^2 I_{(M-p)}, p=N$ .

Если подставить (11) в (6), то  $P(U^{(W)} / H_p, \tilde{\Lambda}, \tilde{E}^{(W)}, \tilde{R}_0)$  можно представить в виде произведения двух множителей:

$$P(U^{(W)} / H_p, \tilde{\Lambda}, \tilde{E}^{(W)}, \tilde{R}_0) = P_1(U^{(W)} / H_p, \tilde{\Lambda}, \tilde{E}^{(W)}, \tilde{R}_p) \times P_2(U^{(W)} / \tilde{R}_{(M-p)}). \quad (12)$$

Здесь:

$$P_1(\dots) = \pi^{-Wp} |\tilde{R}_p|^{-W} \exp \left\{ WSp \tilde{R}_p^{-1} (\tilde{\Phi}_p - \tilde{Y}_p) \right\}, \\ P_2(\dots) = \pi^{-W(M-p)} |\tilde{R}_{(M-p)}|^{-1} \times \exp \left\{ WSp \tilde{R}_{(M-p)}^{-1} \tilde{v}_{(M-p)}^{(M-p)} \right\}. \quad (13)$$

Сомножитель  $P_2(\dots)$  в (12) не зависит от характера поведения  $E^{(W)}$ , а в первом слагаемом  $WSp \tilde{R}_p^{-1} (\Phi_p - Y_p)$  фактически определяет невязку между  $\sigma_0^2$  и её локальной оценкой  $\hat{\sigma}_0^2 = \tilde{\Phi}_p - \tilde{Y}_p, p=1,2,\dots,N$ .

Представление о сравнительной правдоподобности наблюдений  $U^{(W)}$  в отношении проверяемой гипотезы  $H_p$  даёт сопоставление:

$$L_p = -\ln \left\{ \frac{P(\bar{U}^{(W)} / H_p, \hat{R}_0)}{\max P(\bar{U}^{(W)} / H_p, \hat{R}_0)} \right\}, \quad (14)$$

$$P(\bar{U}^{(W)} / H_p, \hat{R}_0 = \tilde{\Psi} - \tilde{Y}) = \max P(\bar{U}^{(W)} / H_p, \hat{R}_0). \quad (15)$$

Подставив (12) в равенство (14) получаем соотношение

$$L_p = W_1(\bar{U}^{(W)}, R_p) + W_2(\bar{U}^{(W)}, R_{M-p}), \quad (16)$$

в котором

$$W_1(\bar{U}^{(W)}, \tilde{R}_p) = \ln \left\{ \frac{|\tilde{\Phi}_p - \tilde{Y}_p| \cdot \exp(-W(M-p))}{|\tilde{R}_p|^{-W} \exp \left\{ -WSp \tilde{R}_p^{-1} (\tilde{\Phi}_p - \tilde{Y}_p) \right\}} \right\},$$

$$W_2(\bar{U}^{(W)}, \tilde{R}_{(M-p)}) = \ln \left\{ \frac{|\tilde{v}_{(M-p)}^{(M-p)}|^{-W} \exp(-W(M-p))}{|\tilde{R}_{M-p}|^{-W} \exp \left\{ -WSp \tilde{R}_{M-p}^{-1} \tilde{v}_{(M-p)}^{(M-p)} \right\}} \right\}. \quad (17)$$

Из (16) вытекает, что правило принятия решений о числе  $p$  сигналов с параметрами  $Q_i (i = 1, p)$  будет оптимальным в рамках критерия логарифма отношения правдоподобия, если при выполнении гипотезы  $H_p$  будет обеспечен минимум

по совокупности параметров величины  $L_p$ .

Очевидно, что выбор практики целесообразных тестов принятия решений непосредственно связан с аналитическим удобством оптимизации слагаемых  $W_1(\dots)$  и  $W_2(\dots)$ . В тоже время независимость “вклада”  $W_1(\dots)$  и  $W_2(\dots)$  в достижение общего экстремума  $L_p$  в (16) позволяет говорить о возможности самостоятельного использования каждого из них для синтеза правила оценки. В частности, посредством адапционной минимизации  $W_2(\dots)$  по  $\sigma_0^2$  при заданном  $(M-p)$ .

Придерживаясь этой методологии нетрудно показать, что критическая статистика  $x_p = W_2(\bar{U}^{(W)}, R_{M-p})$  в рассматриваемой задаче имеет вид:

$$x_p = (W-1) \left\{ (M-p) \ln \prod_{l=p+1}^M \Phi_1 - \ln \prod_{l=p+1}^M \Phi_1 - (M-p) \ln(M-p) \right\}. \quad (18)$$

Как известно [6], статистика  $x_p$  имеет  $\chi^2$ -распределение со степенями свободы  $t(P, M)$ . Отсюда вытекает, что процесс оценки  $p=N$  может быть сведен к формированию корреляций  $\tilde{S}_1$ , вычислению её собственных значений, нахождению числовых значений критических статистик  $x_0, x_1, \dots, x_p$  соответственно для выдвинутых гипотез  $H_0, H_1, \dots, H_p$  и сравнению  $x_p (p = 0, 1, \dots, N)$  с порогом  $\chi_{\alpha, t(P, M)}^2$ , который выбран из таблиц  $\chi^2$  – распределения по заданному уровню значимости  $100 \alpha \%$  и числу степеней свободы  $t(P, M) = 0,5(M-P)(M-P+1) - 1$ .

Если  $x_p > \chi_{\alpha, t(P, M)}^2$ , то гипотеза  $H_p$  отвергается, в противном случае  $x_p \leq \chi_{\alpha, t(P, M)}^2$  - принимается.

Процесс проверки гипотез на этом прекращается и выносится решение: в наблюдениях содержится  $p$  сигналов.

### Результаты аттестации синтезированного алгоритма

Для подтверждения теоретических выводов приводим результаты аттестации синтезированной технологии, полученные на уровне цифрового ста-

тистического эксперимента.

Моделировалась обработка наблюдений, которые получены на выходах четырёхэлементной эквидистантной антенной решётки при следующих исходных данных: число источников излучения  $N=2$  межэлементное расстояние задавалось равным  $d=10\lambda$ . Аттестация синтезированного правила проводилась в двух режимах: первый – изменение интенсивности сигналов носило шумоподобный характер, второй – огибающая сигналов на интервале наблюдения не изменялась. Эксперименты проводились при  $\theta_1 = 0^\circ$ ,  $\theta_2 = 2,5^\circ$ .

Для каждого из указанных режимов проводилось 100 экспериментов. Уровень значимости задавался равным  $\alpha = 0,01$ . В результате моделирования исследовалась зависимость числа правильных решений по выполнению гипотез  $H_0, H_1, H_2$  от соотношения сигнал/шум  $\mu = \sigma_1^2 / \sigma_0^2$ , где  $\sigma_1^2$  - мощность сигнальной составляющей наблюдений на выходе линейного тракта  $m$ -го элемента  $AP$ ,  $i=1,2$ . Считалось, что  $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ . Элементы выборочной корреляционной матрицы оценивались по 100 независимым временным отсчётам  $U(t)$ .

Результаты, приведенные в таблицах 1 и 2, иллюстрируют зависимость вероятности принятия положительного решения в отношении выдвинутой гипотезы от соотношения сигнал/шум  $\mu$ , которые получены в результате аттестации теста. В колонке 1 таблиц 1 и 2 указаны пределы изменений сигнал/шум, колонки 2 и 3 – вероятность при обработке шумоподобных и некогерентных сигналов с неизменяющейся в пределах интервала наблюдения огибающей. Вероятность рассчитывалась как отношение положительных решений к общему числу экспериментов.

Таблица 1

Вероятности выполнения гипотез для случая шумоподобного сигнала

Соотношение сигнал/шум	$H_0$	$H_1$	$H_2$
0,02	0,91	0,09	0
0,04	0,41	0,54	0,05
0,06	0	0,83	0,17
0,08	0	0,57	0,43
0,1	0	0,18	0,82
0,12	0	0,02	0,98

Результаты получены по анализу 100 независимых испытаний.

Анализ приведенного цифрового материала даёт возможность убедиться, что изменение временной формы огибающей сигналов не оказывает существенного влияния на качество оценивания  $N$ .

Таблица 2

Вероятности выполнения для случая прямоугольной огибающей сигнала

Соотношение сигнал/шум	$H_0$	$H_1$	$H_2$
0,02	0,92	0,08	0
0,04	0,41	0,58	0,01
0,06	0,02	0,86	0,12
0,08	0	0,62	0,38
0,1	0	0,15	0,85
0,12	0	0,02	0,98

### Заключение

Приведенные теоретические и экспериментальные результаты аттестации позволяют сделать следующие выводы:

- синтезированное правило принятия решений о числе сигналов практически не зависит от характера изменения их интенсивности на интервале наблюдения;

- технология, реализующая тест, проста в вычислительном отношении, использует табулированную статистику, позволяет управлять вероятностью ошибки первого рода и не требует априорного знания мощности помех.

### Литература

1. Трифонов, А. П. Оценка числа ортогональных сигналов с неизвестными неэнергетическими параметрами [Текст] / А. П. Трифонов, А. В. Харин // Радиоэлектроника. – 2015. – Т. 58, № 8. – С. 33–40.

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: Series B (Statistical Methodology). – 2012. – vol. 74. – P. 1467–1868.

3. Синтезирование апертуры многоканального гидролокатора бокового обзора с компенсацией

тракторных неустойчивостей [Текст] / А. А. Агеев, Г. А. Игумнов, В. Б. Костюсов, И. Б. Агафонов, В. В. Золотарёв, Е. А. Мадисон // Подводные исследования и робототехника. – 2012. – № 2(14). – С. 15–29.

4. Павликов, В. В. Синтез оптимального алгоритма оценки радиометрических изображений в сверхширокополосных радиометрических комплексах с трехэлементной антенной системой [Текст] / В. В. Павликов, Нгуен Ван Кьем, Е. Н. Тимошук // Авиационно-космическая техника и технология. – 2015. – № 6(123). – С. 64–68.

5. Справочник по математике [Текст] / под ред. Г. П. Корн, Г. Т. Корн. – М.: Наука, 1973. – 823 с.

6. Большев, Л. Н. Таблицы математической статистики [Текст] / Л. Н. Большев, Н. В. Смирнов. – М.: Наука, 1983. – 416 с.

### References

1. Trifonov, A. P., Harin, A. V. Otsenka chisla ortogonalnykh signalov s neizvestnyimi neenergeticheskimi parametrami [Estimation of the number of orthogonal signals with unknown non-energy parameters]. Radioelektronika, 2015, vol. 58, no. 8, pp. 33–40.

2. Fan, J., Guo, S., Hao, N. Variance estimation using refitted cross-validation in ultrahigh dimensional regression. Journal of the Royal statistical: Series B (Statistical Methodology), 2012, vol. 74, pp. 1467–1868.

3. Ageev, A. A., Igumnov, G. A., Kostousov, V. B., Agafonov, I. B., Zolotaryov, V. V., Madison, E. A. Sintezirovanie apertury mnogokanalnogo gidrolokatora bokovogo obzora s kompensatsiyey traektornykh nestabilnostey [Synthesizing the aperture of a multichannel side-scan sonar with compensation of tractor instabilities]. Podvodnyeiissledovaniya i robototekhnika, 2012, no. 2(14), pp. 15–29.

4. Pavlikov, V. V., Nguen, Van Kiem, Timoschuk, E. N. Sintez optimal'nogo algoritma ocenki radiometricheskikh izobrazhenij v sverhshirokopolosnykh radiometricheskikh kompleksah s trehjelementnoj antennoj sistemoy [Synthesis of the optimal algorithm for estimating radiometric images in ultra-wideband radiometric complexes with a three-element antenna system]. Aviacijno-kosmicna tehnik i tehnologia – Aerospace technic and technology, 2015, no. 6(123), pp. 64–68.

5. Korn, G. P., Korn, G. T. Spravochnik po matematike [Mathematics manual]. Moscow, Nauka Publ., 1973. 823 p.

6. Bolshev L. N., Smirnov N. V. Tables of mathematical statistics [Tables of mathematical statistics]. Moscow, Nauka Publ., 1983. 416 p.

## ОЦІНКА ЧИСЛА ПРОСТОРОВО-ЧАСОВИХ СИГНАЛІВ ПРИ БАГАТОКАНАЛЬНОМУ ПРИЙОМІ

*О. Д. Абрамов, С. С. Жила, Т. І. Москаленко, Нгуєн Ван Хуон*

Проведено аналіз першого етапу забезпечення вибірковості багатоканальних радіотехнічних систем в умовах параметрично невизначеної завадової обстановці - виявленні просторових сигналів зі змінною інтенсивністю і невідомими кутовими параметрами.

В рамках теорії багатоальтернативних рішень при використанні критерію відношення правдоподібності запропоновано метод рішення задачі оцінки числа просторово-часових сигналів з невідомими кутовими параметрами в зазначених завадових умовах, відправною точкою якого є критерій відношення правдоподібності.

На підставі теорії багатоальтернативних рішень синтезовано правило прийняття рішень на користь будь-якої з висунутих гіпотез про кількість ортогональних просторово-часових сигналів зі згаданими вище модельними характеристиками, яке використовує стандартні обчислювальні операції і дозволяє управляти величиною ймовірності помилки першого роду.

Доведено, що при невідомому характері зміни інтенсивності ортогональних просторово-часових сигналів доцільно орієнтуватися на проведення аналізу в завадовому підпросторі.

Відмітна особливість синтезованого правила прийняття рішень: критична статистика формується на основі власних значень кореляційної матриці спостережень в умовах багатоканального прийому. Аналіз показав: щільність розподілу статистики при цьому табульована, що дало можливість в "апріорі" задавати необхідну величину помилки першого роду.

Атестація синтезованого тесту - правила прийняття рішення на користь гіпотези, що висувається, про відповідне число ортогональних просторово-часових сигналів, що містяться в багатоканальних спостереженнях, проведено в двох режимах: перший - зміна інтенсивності сигналів носила шумоподібний характер, другий - обвідна кожного з сигналів на інтервалі часу залишалася незмінною. Рівень значущості задавався рівним 0,01. За результатами моделювання проводився порівняльний аналіз залежності числа правильних рішень (щодо виконання відповідної гіпотези про кількість просторово-часових сигналів) від співвідношення сигнал / шум по потужності при заданому розносі кутових параметрів. Елементи вибіркової кореляції в процесі моделювання оцінювалися по 100 незалежним тимчасовим відлікам.

Наведені результати цифрового моделювання підтверджують висновки теоретичних досліджень.

**Ключові слова:** перевірка гіпотез, критерій відношення правдоподібності, багатоканальна система, сигнал.

## ESTIMATES OF THE NUMBER OF SPACE-TIME SIGNALS IN MULTI-CHANNEL RECEIVING

*A. D. Abramov, S. S. Zhyla, T. I. Moskalenko, Nguyen Van Khuon*

The analysis of the first stage of ensuring the selectivity of multi-channel radio engineering systems under conditions of a parametrically uncertain interference environment, the detection of spatial signals with varying intensity and unknown angular parameters, is performed.

Within the theory of multi-alternative solutions, using the likelihood ratio criterion, a method is proposed for solving the problem of estimating the number of space-time signals with unknown angular parameters in the indicated noise conditions, the starting point of which is the likelihood ratio criterion.

On the basis of the theory of multi-alternative solutions, a decision rule was synthesized in favor of any of the proposed hypotheses on the number of orthogonal space-time signals with the above-mentioned model characteristics, which uses standard computational operations and allows to control the error probability of the first kind.

It is proved that for an unknown character of the change in the intensity of orthogonal space-time signals, it is advisable to focus on performing analysis in an interference subspace.

Distinctive feature of the synthesized decision rule: critical statistics are formed on the basis of the eigenvalues of the correlation matrix of observations under multichannel reception conditions. The analysis showed that the statistical distribution density is tabulated, which made it possible to "priori" set the required value of the error of the first kind.

Attestation of the synthesized test – the decision rules in favor of the proposed hypothesis about the corresponding number of orthogonal space-time signals contained in multichannel observations, was carried out in two modes: the first - the change in the intensity of the signals was noise-like, the second - the envelope of each of the signals remained constant for a time interval. The significance level was set at 0.01. Based on the results of the sim-

ulation, a comparative analysis of the number of correct solutions (based on the implementation of the corresponding hypothesis on the number of space-time signals) on the signal-to-noise ratio in power for a given angular parameter spacing was carried out. Elements of selective correlation in the modeling process were estimated for 100 independent time samples.

The results of the numerical simulation confirm the conclusions of the theoretical studies.

**Keywords:** hypothesis testing, likelihood ratio test, a multi-channel system, the signal.

**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», Харьков, Украина, e-mail: abr.a@ukr.net.

**Жила Семён Сергеевич** – канд. техн. наук, докторант кафедры проектирования радиоэлектронных систем летательных аппаратов, Национальный аэрокосмический университет им. Н.Е. Жуковского «Харьковский авиационный институт», Харьков, Украина, e-mail: simeon.zhyla@gmail.com.

**Москаленко Татьяна Игоревна** – аспирант кафедры проектирования радиоэлектронных систем летательных аппаратов, Национальный аэрокосмический университет им. Н. Е. Жуковского «ХАИ», Харьков, Украина.

**Нгуен Ван Хуон** – магистр кафедры проектирования радиоэлектронных систем летательных аппаратов, Национальный аэрокосмический университет им. Н.Е. Жуковского «Харьковский авиационный институт», Харьков, Украина.

**Abramov Alexander Dmitrievich** – Ph.D., senior staff scientist, associate professor at the department of the aircraftradio-electronic systems design, National Aerospace University «Kharkiv Aviation Institute», Kharkiv, Ukraine, e-mail: abr.a@ukr.net.

**Zhyla Simeon Sergeyeovich** – Ph.D., doctoral candidate at the department of the aircraftradio-electronic systems design, National Aerospace University «Kharkiv Aviation Institute», Kharkiv, Ukraine, e-mail: simeon.zhyla@gmail.com.

**Moskalenko Tatyana Igoryevna** – Ph.D.-student at the department of the aircraftradio-electronic systems design, National Aerospace University «Kharkiv Aviation Institute», Kharkiv, Ukraine.

**Nguyen Wang Huon** – master at the department of the aircraftradio-electronic systems design, National Aerospace University «Kharkiv Aviation Institute», Kharkiv, Ukraine.