

УДК 621.396

А.Д. АБРАМОВ, А.М. ВЕТОШКО, А.В. ОДОКИЕНКО, К.А. ЩЕРБИНА

Национальный аэрокосмический университет им. Н.Е. Жуковского «ХАИ», Украина

АЛГОРИТМ ОБНАРУЖЕНИЯ СИГНАЛА В НЕОПРЕДЕЛЕННОЙ ПОМЕХОВОЙ ОБСТАНОВКЕ ДЛЯ МНОГОКАНАЛЬНЫХ СИСТЕМ

В работе решение задачи обнаружения источника излучения в неопределенной сигнально-помеховой обстановке многоканальной системой проведено на основе использования модифицированного критерия отношения правдоподобия. Модернизация критерия позволила синтезировать удобный в вычислительном отношении тест, который использует табулированную статистику и при заданной вероятности ошибки первого рода сохраняет свою эффективность в неопределенной сигнально-помеховой обстановке. Результаты аттестационных исследований синтезированного теста, проведенные на уровне цифрового статистического моделирования для восьмизаэлементной антенной системы, подтверждают результаты теоретических исследований.

Ключевые слова: обнаружение, шумоподобный сигнал, точечный источник, критерий отношения правдоподобия, сигнально-помеховая обстановка, функция правдоподобия.

Введение

В комплексе проблем по обеспечению рационального построения многоканальных радиотехнических систем (РТС) особое место занимают вопросы, связанные с разработкой структурно-устойчивых и эффективных алгоритмов обнаружения сигналов в априорно-неопределенной помеховой обстановке [1,2].

Известные тесты обнаружения - правила, вытекающие из решения оптимизационных задач при использовании критерия Неймана-Пирсона и адаптивные алгоритмы обработки сигналов с прямым обращением выборочной корреляционной матрицы, теряют свою практическую значимость, если, во-первых, статистика аддитивных помех параметрически неопределенна, во-вторых, огибающая сигнала на интервале наблюдения может подвергаться непредсказуемым или почти непредсказуемым мультипликативным искажениям, в-третьих, имеют место случайные фазовые ошибки по длине апертуры антенной решетки, характер поведения которых зависит от местоположения ее элементов [1-4].

В настоящей работе решение задачи обнаружения флуктуирующего сигнала от источника излучения в неопределенной помеховой обстановке многоканальной РТС проведено на основе использования модифицированного критерия отношения правдоподобия. Модернизация традиционного критерия позволила синтезировать удобный в вычислительном отношении тест, который использует табулированную статистику и при заданной вероятности

ошибки первого рода сохраняет свою эффективность в неопределенной сигнально-помеховой обстановке.

Постановка задачи

Пусть апертура антенны многоканальной информативной РТС выполнена в виде M -элементной решетки. Фазовые центры изотропных приемных элементов расположены на оси Ox в точках x_1, x_2, \dots, x_M .

В моменты времени $k\Delta t$ на выходах линейных трактов антенной решетки (АР) регистрируют вектор

$$U_k^T = U^T(k\Delta t) = [\dot{U}_1(k\Delta t), \dot{U}_2(k\Delta t), \dots, \dot{U}_M(k\Delta t)].$$

Здесь $\dot{U}_m(k\Delta t)$ - комплексная амплитуда отсчета наблюдения $\dot{U}_m(t)$, измеренная в $k\Delta t$ момент времени на выходе m -го элемента АР ($m = \overline{1, M}$), «Т» - знак транспонирования.

Функциональная связь между вектором U_k и фазовым распределением $\Lambda^T = (\dot{\Lambda}_1, \dot{\Lambda}_2, \dots, \dot{\Lambda}_M)$ поля источника излучения по апертуре антенны задается уравнением наблюдения:

$$U_k = \Lambda \dot{E}_k + \varepsilon_k, \quad k = \overline{1, K}, \quad (1)$$

где $\dot{E}_k = \dot{E}(k\Delta t)$ - амплитуда отсчета в момент времени $k\Delta t$ комплексной огибающей $\dot{E}(t) = |\dot{E}(t)|e^{j\varphi(t)}$ сигнала, спектр которой сосредоточен в полосе $f \in 2F$ ($|\dot{E}(t)|$ и $\varphi(t)$ характеризуют

изменение во времени интенсивности и начальной фазы сигнала), шаг дискретизации Δt определен как

$$\Delta t = \frac{1}{2F}, \quad \varepsilon_k^T = \left[\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_M \right] - \text{случайный гауссов-$$

ский процесс (шум, вносимый каналами решетки) с характеристиками

$$\langle \dot{\varepsilon}_m(k\Delta t) \rangle = \langle \dot{\varepsilon}_{mk} \rangle = 0, \quad m = \overline{1, M}, \quad k = \overline{1, K}, \quad (2)$$

$$R_0 = \langle \varepsilon_{k1} \varepsilon_{k2}^+ \rangle = \sigma_0^2 I_M \delta(k_1 - k_2).$$

При записи (2) введены обозначения:

1) «+» и $\delta(\dots)$ – символы сопряжения по Эрмиту и Кронекера соответственно;

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

3) σ_0^2 – мощность помехи.

Элементы $\dot{\Lambda}_p (p = \overline{1, M})$ вектора Λ связаны с параметром θ соотношением:

$$\dot{\Lambda}_p = \exp(j2\pi \frac{x_p}{\lambda} \theta), \quad (3)$$

где $\theta = \sin(Q)$,

Q – угол между направлением на источник и нормалью к апертуре AP,

λ – рабочая длина волны,

$x_p = d + \Delta x_p (p = \overline{1, M})$.

Величина $\Delta x_p (p = \overline{1, M})$ характеризует «разброс» местоположения p -го элемента AP, а составляющие

$a_p = \frac{\Delta x_p}{\lambda} (p = \overline{1, M})$ вектора

$a = (a_1, a_2, \dots, a_M)^T$ – технологические погрешности.

Векторные параметры - $E^K = [\dot{E}_1, \dot{E}_2, \dots, \dot{E}_K]^T$ и $a = (a_1, a_2, \dots, a_M)^T$ полагаем неинформационными.

Их область определения Φ и D , $E^K \in \Phi$, $a \in D$, а плотности распределения обозначим как $\rho(E^K)$ и $\rho(a)$.

Требуется разработать процедуру, позволяющую на основании наблюдений $U^k = [U_1, U_2, \dots, U_k]^T$ обнаружить сигнал, «приходящий» с направления Q , при указанном характере сигнальной неопределенности и отсутствии сведений о мощности помехи σ_0^2 .

Как следствие модельных приближений матрицу $S_1 = \langle U_k U_k^t \rangle$ межэлементных корреляций вектора U_k рассчитываем как:

$$S_1 = \Lambda \Psi \Lambda^+ + \sigma_0^2 I_M, \quad (4)$$

$$\Psi = \langle \dot{E}_k \times \dot{E}_k^* \rangle = \sigma_1^2.$$

Здесь: «*» и $\langle \rangle$ – знаки комплексного сопряжения и усреднения соответственно.

Решение задачи проведем на базе методологии максимального правдоподобия. Для этого введем гипотезу H_1 о наличии в наблюдениях U^k сигнала (альтернатива - H_0).

Тогда функцию правдоподобия $P(U^k / H_1, \Lambda, E^k, R_0, a)$ выборки U^k относительно сложной гипотезы H_1 и фиксированных (Λ, E^k, R_0, a) запишем так [1]:

$$P(U^k / H_1, \Lambda, E^k, R_0, a) = \pi^{-MK} |R_0|^{-K} \times \exp \left\{ - \sum_{k=1}^K (U_k - \Lambda \dot{E}_k)^+ R_0^{-1} (U_k - \Lambda \dot{E}_k) \right\}. \quad (5)$$

Здесь $|R_0|$ – определитель матрицы R_0 .

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

$$\varepsilon^2 = \sum_{k=1}^K \xi_k^+ R_0^{-1} \xi_k = \sum_{k=1}^K (D \xi_k)^+ R_0^{-1} (D \xi_k). \quad (6)$$

При $K \gg 1$ соотношение (6) тривиально приводится к виду [4]:

$$\varepsilon^2 = K \times \text{Sp} \left\{ R_0^{-1} (\Phi - Y) \right\}. \quad (7)$$

В котором матрицы Φ и Y связаны с собственными значениями Φ_i и Y_i ($i = \overline{1, M}$) межэлементных корреляций S_0 и S_1

$$S_0 = \frac{1}{K} \sum_{k=1}^K (\Lambda \dot{E}_k)(\Lambda \dot{E}_k)^+, \quad S_1 = \frac{1}{K} \sum_{k=1}^K U_k U_k^+ \quad (8)$$

следующим образом

$$\Phi = DS_1 D^+ = \text{diag}(\Phi_1, \Phi_2, \dots, \Phi_M), \quad (9)$$

$$\Phi_i > 0 \quad (i = \overline{1, M}),$$

$$Y = DS_0 D^+ = \text{diag}(Y_1, Y_2, \dots, Y_M), \quad Y_i \geq 0 \quad (i = \overline{1, M}).$$

Представим $(M \times M)$ – размерную матрицу $(\Phi - Y)$ в виде составной

$$(\Phi - Y) = \begin{bmatrix} \Phi_1 - Y_1 & \dots & 0_{(1)}^{(M-1)} \\ \dots & \dots & \dots \\ 0_{(M-1)}^{(1)} & \dots & Y_{(M-1)}^{(M-1)} \end{bmatrix}. \quad (10)$$

В последнем равенстве $v_{(M-1)}^{(M-1)} = \text{diag}(Y_2, Y_3, \dots, Y_M)$ и $0_{(p)}^{(m)}$ – диагональная и нулевая матрицы размерности $((M-1) \times (M-1))$ и $(p \times m)$ соответственно.

С учетом (7) и (10) получаем, что:

$$|\varepsilon|^2 = K \text{Sp} \times \left\{ R_{(1)}^{-1} (\Phi_1 - Y_1) + K \text{Sp} \left\{ R_{(M-1)}^{-1} v_{(M-1)}^{(M-1)} \right\} \right\}, \quad (11)$$

где $R_{(1)} = \sigma_0^2$, $R_{(M-1)} = \sigma_0^2 I_{(M-1)}$.

Если подставить (11) в (5), то $P(U^k / H_1, \Lambda, \hat{E}^k, a)$ можно представить в виде произведения двух сомножителей:

$$P(U^k / H_1, \Lambda, \hat{E}^k, R_0, a) = P_1(U^k / H_1, \Lambda, \hat{E}^k, R_1, a) \times P_2(U^k / R_{(M-1)}). \quad (12)$$

Здесь:

$$\left. \begin{aligned} P_1(\dots) &= \pi^{-K} |R_1|^{-1} \exp \left\{ K \text{Sp} R_1^{-1} (\Phi_1 - Y_1) \right\} \\ P_2(\dots) &= \pi^{-K(M-1)} |R_{(M-1)}|^{-1} \exp \left\{ K \text{Sp} R_{(M-1)}^{-1} v_{(M-1)}^{(M-1)} \right\} \end{aligned} \right\}. \quad (13)$$

Базируясь на равенстве (11) нетрудно показать, что числовое значение функции (5) достигает своего максимума $P_m(U^k / H_1, R_0 = \Phi - Y)$

$$P_m(U^k / H_1, R_0 = \Phi - Y) = \pi^{-KM} |\Phi - Y|^{-K} e^{-KM}, \quad (14)$$

если $R_0 = (\Phi - Y)$.

Из определений (12)-(14) вытекает, во-первых, что $P_m(\dots)$ может быть представлен так:

$$\begin{aligned} P_m(U^k / H_1, R_0 = \Phi - Y) &= \\ &= P_{10}(U^k / H_1, R_1 = \Phi_1 - Y_1) \times \\ &\times P_{20}(U^k / H_1, R_{(M-1)} = v_{(M-1)}^{(M-1)}), \end{aligned} \quad (15)$$

$$P_{10}(\dots) = \pi^{-K} |\Phi_1 - Y_1|^{-1} e^{-K},$$

$$P_{20}(\dots) = \pi^{-K(M-1)} |v_{(M-1)}^{(M-1)}| e^{-K(M-1)}. \quad (16)$$

Во-вторых, при выполнении гипотезы H_1 оценка $\hat{R}_0 = \Phi - Y$.

Последнее означает, что задачу обнаружения сигнала по выборке U^k можно трактовать как задачу проверки гипотезы о том, что $R_0 = \Phi - Y$.

Как известно [1,2,5], представление о правдоподобности имеющихся наблюдений U^k в отношении проверяемой гипотезы ($H_1 : R_0 = \Phi - Y$) даёт сопоставление соответствующих функций правдоподобия, в частности,

$$\gamma^{(1)} = \ln \left\{ \frac{P_m(U^k / H_1, R_0 = \Phi - Y)}{P(U^k / H_1, \hat{R}_0)} \right\}, \quad (17)$$

где \hat{R}_0 – оценка максимального правдоподобия R_0 , полученная по выборке U^k .

Очевидно, чем правдоподобнее наблюдения U^k в отношении гипотезы H_1 , тем ближе числовое значение $P_m(U^k / H_1, R_0 = \Phi - Y) / P(U^k / H_1, \hat{R}_0)$ к единице и тем ближе величина $\gamma^{(1)}$ к нулю. Основная трудность, препятствующая непосредственному использованию критерия (17): в неопределённой сигнально-помеховой обстановке найти оценку \hat{R}_0 (при отсутствии информации о значениях вектора a и E^k) по выборке U^k известными методами не представляется возможным.

Для преодоления указанной трудности представим $|\xi|^2$ в виде суммы двух слагаемых:

$$|\xi|^2 = \left\{ W_1(U^k, R_1) + W_2(U^k, R_{(M-1)}) \right\}, \quad (18)$$

каждое из которых с учётом (12)-(16) определим как

$$\begin{aligned} W_1(U^k, R_1) &= \\ &= \ln \left(\frac{P_{10}(U^k / H_1, R_1 = \Phi_1 - Y_1)}{P_1(U^k / H_1, \Lambda, E^k, R_1, a)} \right), \\ W_2(U^k, R_{(M-1)}) &= \\ &= \ln \left(\frac{P_{20}(U^k / H_1, R_{(M-1)} = v_{(M-1)}^{(M-1)})}{P_2(U^k / H_1, \Lambda, E^k, R_{(M-1)}, a)} \right). \end{aligned} \quad (19)$$

Второе слагаемое $W_2(\dots)$ в (18) базируясь на равенствах (13) и (16) запишем в виде:

$$W_2(U^k, R_{(M-1)}) = K \left\{ \text{Sp} \left[R_{(M-1)}^{-1} v_{(M-1)}^{(M-1)} \right] - \ln \left[R_{(M-1)}^{(M-1)} \right] - (M-1) \right\}. \quad (20)$$

Согласно заданного критерия правдоподобности наблюдений U^k в отношении гипотезы $H_1 (H_1 : R_0 = \Phi - Y)$ определится близостью к единице величин:

$$z_1 = \frac{P_{10}(U^k / H_1, R_1 = \Phi_1 - Y_1)}{P_1(U^k / H_1, \Lambda, \hat{E}^k, \hat{R}_1, \hat{a})}, \quad (21)$$

$$z_2 = \frac{P_{20}(U^k / H_1, R_{(M-1)} = v_{(M-1)}^{(M-1)})}{P_2(U^k / H_1, \hat{R}_{(M-1)})}. \quad (22)$$

Здесь, как и ранее, \hat{E}^k , \hat{R}_1 , $\hat{R}_{(M-1)}$, \hat{a} – оценки максимального правдоподобия величин, E^k , R_1 ,

$R_{(M-1)}, a$.

Анализ (18) показывает, что выбор теста принятия решений в рассматриваемой задаче, связан с апатическими возможностями формирования критической статистики на основе двух составляющих. Использование $W_1(U^K, R_1)$ затруднено, поскольку найти оценку E^K и a по выборке U^K при ограниченных априорных сведениях о E^K и a практически невозможно. В тоже время независимость от сигнальной неопределённости второго слагаемого в (18) позволяет говорить о целесообразности использования $W_2(U^K, R_{(M-1)})$ для формирования правила решения: соответствует ли проверяемая гипотеза $H_1(H_1: R_0 = \Phi - Y)$ наблюдениям U^K или они противоречат ей.

Согласно основным постулатам методологии максимального правдоподобия [1]

$$W_2(U^K / \hat{R}_{M-1}) = \max W_2(U^K / R_{M-1}), \quad (23)$$

где

$$\hat{R}_{(M-1)} = \hat{\sigma}_0^2 I_{(M-1)}, \quad (24)$$

а

$$\hat{\sigma}_0^2 = \frac{1}{M-1} \sum_{p=2}^M \Phi_p, \quad (25)$$

$\hat{\sigma}_0^2$ - оценка, найденная из решения относительно σ_0^2 уравнения

$$\frac{\partial W_2(U^K / R_{M-1})}{\partial \sigma_0^2} = 0. \quad (26)$$

Подставив значение \hat{R}_{M-1} из (24) в (22) трудно показать, что построение теста по проверке значимости H_1 сводится, во-первых, к формированию критической статистики $x_1 = W_2(U^K / \hat{R}_{M-1})$:

$$x_1 = (K-1) \times \left\{ (M-1) \ln \sum_{p=2}^M \Phi_p - \sum_{p=2}^M \ln \Phi_p - (M-1) \ln(M-1) \right\}, \quad (27)$$

которая является функцией собственных значений $v_p (p=2, 3, \dots, M)$ матрицы S_1 межэлементных корреляций.

Во-вторых, к реализации правила: если $x_1 > \gamma_\alpha^{(1)}$, то гипотеза H_1 отвергается, в противном случае $x_1 \leq \gamma_\alpha^{(1)}$ - принимается. Здесь $\gamma_\alpha^{(1)}$ - 100 α % - процентная точка $\gamma_\alpha^{(1)}$ распределения статистики x_1 при условии справедливости H_1 .

Идентичные рассуждения могут быть проведе-

ны при синтезе теста оценки правдоподобности гипотезы H_0 (в частности, формирование статистики x_0) по наблюдениям U^K .

Повторив вышеприведенные выкладки приходим к выводу, что x_0 в этих условиях (проверка значимости H_0) связана с собственными значениями матрицы S_1 так:

$$x_0 = (K-1) \times \left\{ M \ln \sum_{p=1}^M \Phi_p - \sum_{p=1}^M \ln \Phi_p - M \ln M \right\}. \quad (28)$$

Известно [5], что статистики $x_p (p=0, 1)$, определенные равенствами (27) и (28), имеют асимптотически (при $k \rightarrow \infty$) χ^2 - распределение с $t(P, M) = 0, 5(M-P)(M-P+1) - 1$ ($p=0, 1$) степенями свободы.

Из приведенного рассмотрения вытекает, что в технологическом отношении проверка сложной гипотезы H_1 в указанной выше неопределенной сигнально-помеховой обстановке сводится к формированию по наблюдениям совокупности $\{U_1, U_2, \dots, U_K\}$ выборочной матрицы S_1 межэлементных корреляций по правилу (9), вычислению ее собственных значений $\Phi_p (p=1, 2, \dots, M)$, расчету последовательно статистик x_0 и x_1 на основе равенств (27) и (28). Далее сравнивают числовое значение $x_p (p=0, 1)$ с порогом $\gamma_\alpha^{(p)} (p=0, 1)$, который выбран из таблиц χ^2 - распределения по заданному уровню значимости α и числу степеней свободы $t(P, M), P = (0, 1)$.

Если $x_0 > \gamma_\alpha^{(0)}$, то гипотеза H_0 отвергается и переходит к проверке H_1 . При выполнении $x_1 \leq \gamma_\alpha^{(1)}$ гипотеза H_1 принимается.

Для подтверждения теоретических выводов приводим результаты трехэтапной аттестации синтезированной технологии, полученные на уровне цифрового статистического эксперимента.

На первом этапе моделировалась обработка наблюдений, сформированных на выходах восьмизаэлементной АР с $\frac{d}{\lambda} = 0, 5$. Поведение функций $f(\frac{d}{\lambda}, p) = \frac{x_p - d(p-1)}{\lambda}$, определяющей «вариации» местоположения $x_p (p=1, M)$ p -го элемента АР задавались в виде

$$f_1\left(\frac{d}{\lambda}, p\right) = c \cdot 0,4 \frac{d}{\lambda} \exp\left(\frac{p-1}{25}\right), \quad (29)$$

$$f_2\left(\frac{d}{\lambda}, p\right) = c \cdot 0,4 \frac{d}{\lambda} \sin\left(\frac{p-1}{18}\right)^\circ, \quad (30)$$

а $Q = 2^\circ$, $c = 1$.

На изменение амплитуды сигнала накладывались ограничения

$$\dot{E}(t) = \dot{E}_1(t) + \dot{v}(t), \quad \left| \dot{E}_1(t) \right| = 1, \quad \varphi(t) = \varphi = \frac{\pi}{4},$$

где $\dot{v}(t)$ - гауссовский случайный процесс с нулевым математическим ожиданием и дисперсией $\sigma_v^2 = 0,25$.

Выборочная матрица S_1 рассчитывалась по правилу (9) по 100 временным отсчетам вектора U_k ($k = \overline{1,100}$), уровень значимости $100\alpha\% = 1\%$.

Эффективность синтезированного правила проверка гипотезы H_1 при вышеуказанных «искажениях» формы пространственно-временного сигнала иллюстрируют кривые решений 1 и 2 рисунка 1 – зависимость вероятности правильного обнаружения $P_{пр}$ (рассчитано как отношение числа положительных решений к общему числу экспериментов)

от соотношения сигнал/шум $g = \frac{\sigma_1^2}{\sigma_0^2}$, полученные на основании анализа 1000 проведенных экспериментов. Здесь кривая 1 – для «вариаций», определенных

равенством (29), кривая 2 – для «вариаций», заданных функцией (30). Для сопоставления: сплошная линия характеризует поведение кривой решений при отсутствии искажений: $c = 0$ и $\left| \dot{v}(t) \right| = 0$.

На втором этапе моделирования исследовались зависимость качественных показателей синтезированного правила обнаружения от величины уровня значимости $100\alpha\%$. Моделирование проводилось при следующих исходных данных:

$$M = 8, \quad k = 50, \quad \left| \dot{E}(t) \right| = 0,9, \quad \varphi(t) = \varphi = \frac{\pi}{4},$$

$$\left| \dot{v}(t) \right| = 0, \quad 100\alpha\% = 1\%, 10\%, \quad Q^\circ = 2^\circ, \quad d = 0,5\lambda.$$

Аттестационные кривые решений приведены на рис. 2.

Линия 1 характерна для случая $100\alpha\% = 1\%$, кривая 2 – для $100\alpha\% = 10\%$.

На третьем этапе моделирования проводились исследования зависимости качества обнаружения от различных «детерминированных» временных искажений при Δx_p ($p = \overline{1,8}$) = 0.

Характер моделируемых во времени искажений амплитуды сигнала показаны на рис. 3.

Кривые, приведенные на рис. 4, иллюстрируют характер поведения качества решения при указанных временных искажениях от изменения g при $M = 8, \quad k = 50, \quad Q = 2^\circ, \quad 100\alpha\% = 1\%$.

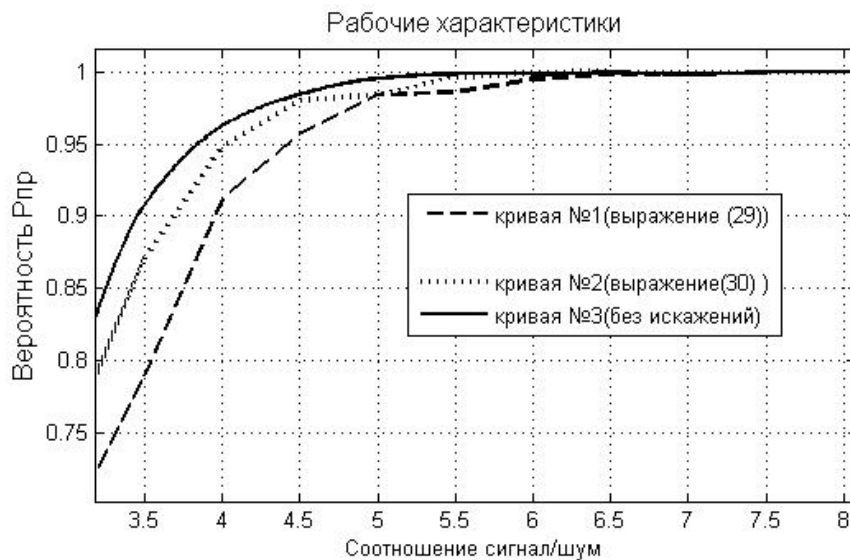


Рис. 1. Зависимость вероятности правильного обнаружения от соотношения сигнал/шум при разных апертурных искажениях

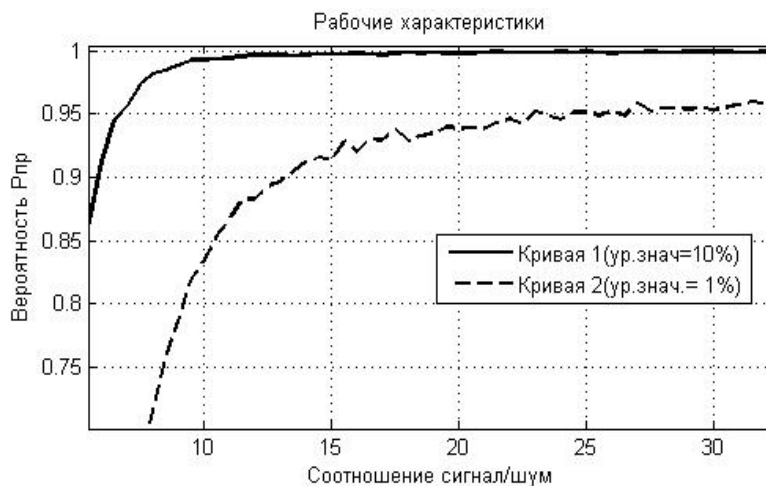


Рис. 2. Аттестационні криві рішень при різних рівнях значимості

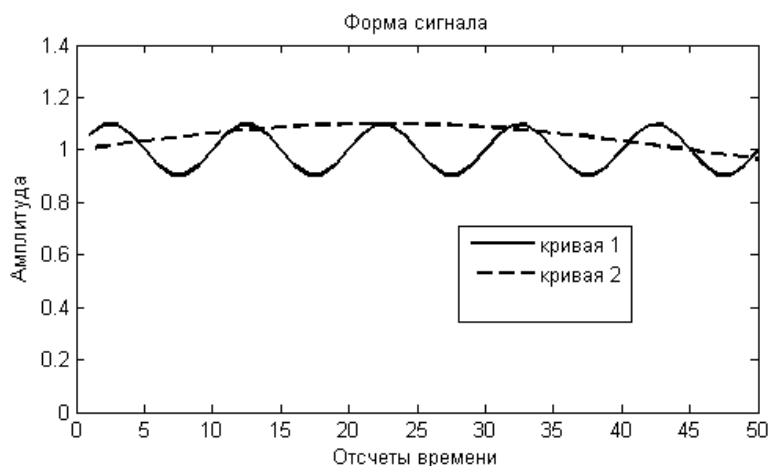


Рис. 3. Форма часових искажень

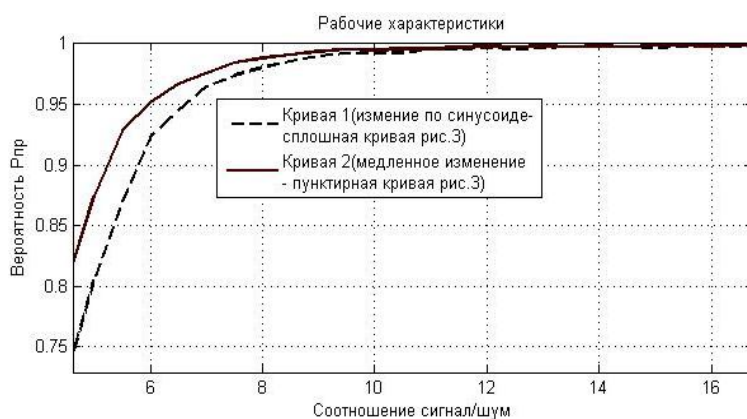


Рис. 4. Залежність ймовірності правильного виявлення від форми часових искажень

Заключення

Приведенные теоретические и экспериментальные результаты позволяют сделать следующие выводы:

- синтезированное на основании модифицированного критерия отношения правдоподобия правило принятия решений о наличии в наблюдениях

сигнала от источника, расположенном на фиксированном направлении, сохраняет свою эффективность в неопределенной сигнально-помеховой обстановке;

- технология, реализующая тест, базируется на стандартных вычислительных процедурах и использует табулированную статистику при задании величины вероятности ошибки первого рода.

Литература

1. Ретин, В.Г. Статистический синтез при априорной неопределённости и адаптации информационных систем [Текст] / В.Г. Ретин, Г.П. Тартаковский. – М.: Сов. Радио, 1977. – 379 с.
2. Богданович, В.А. Теория устойчивого обнаружения, различения и оценивания сигналов [Текст] / В.А. Богданович, А.Г. Вострецов. – М.: Физматлит, 2004. – 320 с.
3. Моржаков, В.А. Исследование адаптивного алгоритма выделения длинного сигнала на фоне ак-

тивных помех в радиолокационных станциях с фазированной антенной решеткой [Текст] / В.А. Моржаков, О.П. Черемисин // Успехи современной радиоэлектроники. – 2011. – № 8. – С. 36-41.

4. Сигорский, В.П. Математический аппарат инженера [Текст] / В.П. Сигорский. – К.: Техника, 1977. – 768 с.

5. Прикладная статистика: Основы моделирования и первичная обработка данных [Текст]: справочное изд. / науч. ред. С.А. Айвазян, И.С. Енюков, Л.Д. Мешалкин. – М.: Финансы и статистика, 1983. – 471 с.

Поступила в редакцию 3.09.2013, рассмотрена на редколлегии 10.09.2013

Рецензент: д-р техн. наук, проф., проф. каф. проектирования радиоэлектронных систем летательных аппаратов В.К. Волосюк, Национальный аэрокосмический университет им. Н.Е.Жуковского «ХАИ», Харьков.

**АЛГОРИТМ ВИЯВЛЕННЯ СИГНАЛУ
У НЕВИЗНАЧЕНІЙ ПЕРЕШКОДОВІЙ ОБСТАНОВЦІ
ДЛЯ БАГАТОКАНАЛЬНИХ СИСТЕМ**

О.Д. Абрамов, О.М. Ветошко, О.В. Одокієнко, К.О. Щербина

У роботі розв'язання задачі виявлення сигналу в невизначеній сигнально-перешкодовій обстановці багатоканальною гідроакустичною системою бокового огляду проведено при використанні критерію відношення правдоподібності. Синтезовано зручну, в обчислювальному відношенні технологію, яка базується на табульованій статистиці і забезпечує оперативність отримання результату і керування величиною помилки першого роду. Результати атестаційних досліджень синтезованого тесту, проведені на рівні цифрового статистичного моделювання для восьмиелементної антенної системи, підтверджують результати теоретичних досліджень.

Ключові слова: алгоритм виявлення, гідроакустична система, багатоканальний прийом, критерій відношення правдоподібності, сигнально-перешкодова обстановка, помилка першого роду, функція правдоподібності.

**STEADY ALGORITHM OF FINDING OUT SIGNAL
WITH UNFIXED CIRCUMFLEX AT MULTICHANNEL RECEPTION**

A.D. Abramov, A.M. Vetoshko, A.V. Odokienko, K.A. Scherbina

In process solving the problem of detecting a signal in an undefined signal and noise conditions multi-channel sonar side-scan system was conducted with the use of Likelihood Ratio Criterion. Synthesized computationally convenient technology that is based on the tabular statistics and provides efficiency in the calculation, and control the value of the first kind error. Result of certification studies synthesized closely the one conducted at the level of statistical modeling to digital 8-element antenna the system, confirm the theoretical results.

Keywords: detection algorithm, sonar system, multichannel reception, likelihood ratio test, the signal-noise conditions, error of the first kind, likelihood function.

Абрамов Александр Дмитриевич – канд. техн. наук, с.н.с., доц. кафедры проектирования радиоэлектронных систем летательных аппаратов, Национальный аэрокосмический университет им.Н.Е. Жуковского «Харьковский авиационный институт», Харьков, Украина.

Ветошко Алексей Михайлович – аспирант кафедры проектирования радиоэлектронных систем летательных аппаратов, Национальный аэрокосмический университет им. Н.Е. Жуковского «Харьковский авиационный институт», Харьков, Украина.

Одокієнко Алексей Владимирович – аспирант кафедры проектирования радиоэлектронных систем летательных аппаратов, Национальный аэрокосмический университет им. Н.Е. Жуковского «Харьковский авиационный институт», Харьков, Украина.

Щербина Ксения Александровна – аспирант кафедры проектирования радиоэлектронных систем летательных аппаратов, Национальный аэрокосмический университет им. Н.Е. Жуковского «Харьковский авиационный институт», Харьков, Украина, e-mail: ks.sherbina@yandex.ru.