УДК 621.396.98

В.П. Деденок, Д.В. Карлов, Г.В. Пєвцов, Ю.В. Рєзніков

Харківський національний університет Повітряних Сил імені Івана Кожедуба, Харків

ІНФОРМАЦІЙНІ СТАТИСТИКИ І ЇХ ЗАСТОСУВАННЯ У ЗАДАЧАХ СИНТЕЗУ ВИРІШАЛЬНИХ ПРАВИЛ ВИЯВЛЕННЯ СИГНАЛУ НА ФОНІ ЗАВАД В УМОВАХ НЕПАРАМЕТРИЧНОЇ АПРІОРНОЇ НЕВИЗНАЧЕНОСТІ

Проведений аналіз традиційних методів розв'язання задачі синтезу вирішальних правил перевірки гіпотез про наявність сигналу у вибірці спостережень при параметричній апріорній невизначеності, показана обмеженість методів синтезу непараметричних алгоритмів перевірки гіпотез. Запропоновано вирішальне правило виявлення сигналу на фоні завади з невідомим законом розподілу з використанням введеної інформаційної статистики, методом статистичного моделювання проведено тестування запропонованого непараметричного вирішального правила.

Ключові слова: *виявлення сигналу на фоні завад, непараметрична невизначеність, інформаційні міри, інформація по Фішеру, інформаційні статистики, помилки першого і другого роду.*

Вступ

Постановка проблеми та аналіз останніх досліджень і публікацій.

Загальновизнаною теоретичною основою методів синтезу алгоритмів прийому і обробки сигналів на фоні завад є відповідні розділи математичної статистики і, зокрема, це задача перевірки статистичних гіпотез і оцінювання невідомих параметрів розподілів [1–4].

Проте, не дивлячись на те, що аналітичний апарат теорії інформації був створений тоді, коли математична статистика у своїй основі вже мала закінчений вигляд, ідеї і методи теорії інформації стимулювали інтерес до переосмислення і помітної перебудови традиційних методів математичної статистики і, зокрема, їх застосувань до задач синтезу алгоритмів виявлення сигналів на фоні завад і оцінки невідомих параметрів [5].

Найбільш швидко і органічно інформаційні міри і методи теорії інформації знайшли своє місце в теорії оцінювання параметрів. Інформаційні міри, введені Р.А. Фішером, стали основою для визначення потенційної точності оцінювання невідомих скалярних параметрів і векторів. На сьогодні це добре відома нерівність Рао-Крамера, яку у ряді робіт [5] називають основною інформаційною нерівністю теорії оцінювання. Змістовний сенс цієї нерівності полягає в наступному: не можливо "витягнути" з вибірки спостережень інформації про оцінюваний параметр більше, ніж її міститься в цій вибірці. Випадок же, коли уся інформація про оцінювані параметри "витягається" з вибірки спостережень, відповідає потенційній точності оцінювання, яка в переважній більшості випадків є лише верхньою гранню точності і не може бути досягнута.

У задачах перевірки статистичних гіпотез про наявність корисного сигналу при його прийомі на фоні завад також відомі [5] міри розрізнювальної інформації і відповідно основні інформаційні нерівності теорії виявлення (перевірки гіпотези про наявність сигналу). Ці нерівності (точніше система двох інформаційних нерівностей) визначають потенційні можливості (у сенсі помилок 1-го і 2-го роду) по виявленню сигналу на фоні завад при відомих функції правдоподібності і об'ємі вибірки спостережень.

Слід зауважити, що розглянуті вище міри кількості інформації по Фішеру (у задачах оцінювання) і по Кульбаку (у задачах виявлення) введені як параметри популяції або як функціонали на розподілах. Це означає, що вичислити значення цих інформаційних мір можливо тільки при завданні законів розподілу (функції розподілу) вибірки спостережень. Ця обставина, по-перше, унеможливлює їх застосування в ситуації непараметричної апріорної невизначеності, а по-друге, обмежує можливість їх використання в основному для аналізу потенційних можливостей по виявленню сигналів (у сенсі помилок 1-го і 2-го роду) і потенційної точності оцінки параметрів сигналів. Слід підкреслити, що ці інформаційні міри і інформаційні нерівності дозволяють ще до етапу синтезу алгоритмів виявлення сигналів і оцінювання їх параметрів визначити граничні значення точності оцінювання параметрів і граничні (можливо і недосяжні) значення показників якості виявлення сигналів (ймовірність хибної тривоги і ймовірність пропуску цілі).

У роботі [5] запропоновані і досліджені інформаційні статистики як оцінки мінімуму розрізнювальної інформації, отримані по вибірці спостережень. Показано, що статистика мінімуму розрізнювальної інформації пов'язана з відношенням правдоподібності, що є універсальною достатньою статистикою для цілого сімейства критеріїв якості оптимальних процедур перевірки гіпотез.

Введення інформаційних статистик, обчислюваних по вибірці спостережень, відкрило можливість застосування математичного апарату теорії інформації не лише на етапі аналізу граничних показників якості виявлення сигналів і оцінки параметрів, але і на етапі синтезу вирішальних правил виявлення і оцінювання. Але усе це відноситися, як було відмічено раніше, тільки до задач синтезу і аналізу алгоритмів ухвалення рішення в умовах параметричної апріорної невизначеності. Для умов непараметричної апріорної невизначеності авторам невідомі дослідження, в яких би пропонувалося використовувати які-небудь інформаційні статистики. У зв'язку з цим **метою** статті є дослідження можливості застосування інформаційних підходів в задачах перевірки гіпотез при непараметричній апріорній невизначеності.

Виклад основного матеріалу

Серед відомих фундаментальних робіт по статистичній радіотехніці і радіолокації, в яких розглядаються проблеми синтезу вирішальних правил в умовах як параметричної, так і непараметричної апріорної невизначеності, слід особливо відмітити роботу Левина Б.Р. [1]. Саме у цій роботі автор по аналогії із вже звичним поняттям інформації по Фішеру про параметр сигналу (ϑ), що міститься в розподілі з щільністю $\omega(x|\vartheta)$, ввів поняття "Інформації по Фішеру про заваду $(J_п)$", а для векторних спостережень – "інформаційну матрицю Фішера завади". По аналогії з логікою визначення інформації про параметри сигналу (ϑ) інформація по Фішеру про заваду визначається як:

$$J_п = \int_{-\infty}^{+\infty} \left\{ \frac{d}{dx} \ln\left[\omega(x|\vartheta)\right] \right\}^2 \omega(x|\vartheta) dx. \qquad (1)$$

З використанням цих понять синтезовані і досліджені асимптотичні оптимальні алгоритми виявлення сигналів на фоні адитивних завад при довільних (але відомих з точністю до параметрів) законах розподілу завади.

Отримані [1] аналітичні вирази, що визначають взаємозв'язок інформації по Фішеру про заваду $(J_п)$ з величиною потужності (дисперсії) завади $(\sigma_п^2)$ і значенням коефіцієнта асимптотичної відносної ефективності $(\rho_п)$:

$$J_п = \frac{\rho_п}{\sigma_п^2}. \qquad (2)$$

Коефіцієнт $(\rho_п)$ визначається як границя відношення об'єму вибірки $(N_п)$ алгоритму, асимптотично-оптимального до цієї завади, і об'єму вибірки $(N_г)$ лінійного алгоритму за умови, що обидва алгоритми забезпечують відповідно однакові значення рівня значущості (α) і потужності вирішального правила $(1-\beta)$:

$$\rho_п = \lim_{\substack{N_г \to \infty \\ N_п \to \infty}} \left[\frac{N_г(\alpha,\beta)}{N_п(\alpha,\beta)} \right]. \qquad (3)$$

Безпосереднє використання виразу (1) для обчислення кількості інформації по Фішеру про заваду припускає, що закон розподілу завади $\omega(x|\vartheta)$ повністю відомий.

В той же час, вираз (2) дає можливість підрахувати інформацію про заваду при відомих значеннях параметрів $(\rho_п)$ і $(\sigma_п^2)$. Більше того, доведено в [1], що в класі усіх щільностей $\omega(x)$, $-\infty < x < \infty$, що диференціюється, $\rho_п \ge 1$ з рівністю тоді і тільки тоді, коли закон розподілу завади є гауссовим. Звідси виходить інформаційна нерівність, що встановлює для завади фіксованої потужності $(\sigma_п^2)$ зв'язок між інформацією по Фішеру про заваду з довільним законом розподілу $(J_п)$ і із гауссовим (нормальним) законом розподілу $(J_{пг})$:

$$J_п = \frac{\rho_п}{\sigma_п^2} \ge \frac{1}{\sigma_п^2} = J_{пг}. \qquad (4)$$

Рівність в (4) досягається при нормальному розподілі завади.

Аналогічно тому, як для центрованої гауссової випадкової величини знання єдиної числової характеристики – моменту другого порядку є достатнім для завдання щільності ймовірності $\omega(x|\vartheta)$, так і для отримання міри інформації по Фішеру про гауссову заваду теж досить знання тільки її дисперсії.

Якщо ж закон розподілу завади відмінний від гауссового і невідомий, що характерно для непараметричної апріорної невизначеності, знання дисперсії (потужності) завади задає однопараметричне сімейство значень інформації по Фішеру про заваду, що міститься в спостереженнях. Цим параметром є коефіцієнт асимптотичної відносної ефективності (КАВЕ), розглянутий раніше. Саме величина КАВЕ $(\rho_п)$ вказує на вигляд закону розподілу завади.

Так, наприклад, [1]:

– для гауссової завади $\rho_п = 1$;

– для лапласової завади $\rho_п = 2$;

– для логістичної завади $\rho_п = \dfrac{\pi^2}{9}$;

– для завади згідно із законом Стьюдента $\rho_п = \dfrac{\mu(\mu+1)}{(\mu-2)(\mu+3)}, \mu > 2$.

Таким чином, ми можемо зробити висновок про те, що величина (міра) інформації по Фішеру про заваду є функцією параметрів, один з яких є потужністю (дисперсія) завади і не залежить від закону розподілу, а другий – КАВЕ $(\rho_п)$ – залежний від виду закону розподілу завади:

$$J_п\left(\sigma_п^2, \rho_п\right) = \frac{\rho_п}{\sigma_п^2}. \tag{5}$$

Практично усі приведені вище результати відомі, і в тій чи іншій мірі знайшли застосування в задачах аналізу і частково синтезу вирішальних правил перевірки гіпотез і оцінювання параметрів при параметричній апріорній невизначеності.

Усе стає складніше, коли не можна звести апріорну невизначеність відносно виду функції правдоподібності вибірки до параметричної. Відомо [1], що ефективних загальних методів синтезу непараметричних алгоритмів перевірки гіпотез доки не існує. Тому синтезуються такі алгоритми на евристичній основі. Задача синтезу на евристичній основі полягає в підборі деякої відповідної статистики (функції вибіркових значень), яка потім порівнюється з порогом, що визначає критичну область вибіркового простору. Найбільш розповсюджені і вивчені наступні статистики, на основі яких можуть бути отримані непараметричні алгоритми перевірки гіпотез: знакові, порядкові, рангові і знаково-рангові статистики [1].

Розглянемо варіант можливої інформаційної статистики для синтезу непараметричного алгоритму перевірки статистичних гіпотез і спробуємо визначити місце цієї статистики в традиційних і добре вивчених задачах теорії статистичних рішень.

Нехай є однорідна вибірка спостережень $(\underline{X})$ розміру (N), для якої вид закону розподілу вибіркових значень не заданий (непараметрична невизначеність). Спираючись на співвідношення (5) визначимо, що умовною оцінкою інформації по Фішеру про заваду є величина $\hat{J}_п\left(\hat{\sigma}_п^2 \middle| \rho\right)$, що визначається виразом:

$$\hat{J}_п\left(\hat{\sigma}_п \middle| \rho_п\right) = \frac{\rho_п}{\hat{\sigma}_п^2}, \tag{6}$$

де $\hat{\sigma}_п^2$ – непараметрична оцінка дисперсії (вибіркова дисперсія) завади.

Для обчислення вибіркової дисперсії (потужності) завади не потрібно знання закону розподілу вибіркових значень і визначається вона по одній з відомих формул:

$$\hat{\sigma}_п^2 = \frac{1}{(N)}\sum_{i=1}^{N} x_i^2, \tag{7}$$

для випадку якщо апріорі відомо, що вибіркові значення центровані (тобто містять тільки завадові відліки ($x_i = \xi_i$):

$$\hat{\sigma}_п^2 = \frac{1}{(N)}\sum_{i=1}^{N} \left(x_i - S_i\right)^2, \tag{8}$$

якщо вибіркові значення є адитивною сумішшю відліків завади $\underline{\upsilon}$ і сигналу (S_i), тобто $x_i = \xi_i + S_i$.

Вираз (6) задає однопараметричне сімейство умовних (по параметру $\rho_п$) оцінок інформації по Фішеру про заваду, розрахованих по реалізації $\left(\underline{X}^*\right)$ вибірки спостережень $(\underline{X})$.

За ситуації, коли використовується адитивна модель суміші сигналу і завади в умовах непараметричної апріорної невизначеності, має місце одна з типових задач перевірки непараметричних гіпотез – задача зрушення [1]. У цій задачі гіпотезі (H0) про те, що вибіркові значення містять тільки завадові відліки ($x_i = \xi_i$), протиставляється альтернативна гіпотеза (H1) про те, що вибіркові значення (x_i) являють адитивну суміш відліків завади (ξ_i) і сигналу (S_i), тобто $\sum_{l=1}^{L} P_l = 1$. З урахуванням зроблених уточнень стає зрозуміло, що в задачі перевірки гіпотези про наявність сигналу (H1) проти гіпотези (H0) про його відсутність, умовна (по параметру $\rho_п$) оцінка інформації по Фішеру про заваду $\hat{J}_п\left(\hat{\sigma}_п^2 \middle| \rho_п\right)$, що визначається виразом (6), стає ще умовною і по гіпотезах (H0, H1). Це відбувається через те, що оцінку дисперсії завади ($\hat{\sigma}_п^2$) для кожної з гіпотез треба шукати або по формулі (7), коли справедлива гіпотеза (H0), або по формулі (8), коли справедлива гіпотеза (Н1). Тобто оцінки дисперсії завади будуть умовними по гіпотезах. У зв'язку з цим позначимо ці оцінки так:

$\hat{\sigma}_{п0}^2$ – оцінка дисперсії завади по гіпотезі Н0, що визначається за виразом (7);

$\hat{\sigma}_{п1}^2$ – оцінка дисперсії завади по гіпотезі Н1, що визначається за виразом (8).

Відповідно цими ж індексами позначимо і умовні (по гіпотезах) оцінки інформаційних мір:

$\hat{J}_{п0}\left(\underline{X}\right) = \hat{J}_{п0}\left(\hat{\sigma}_{п0}^2 \middle| \rho_п\right)$ – по гіпотезі Н0;

$\hat{J}_{п1}\left(\underline{X}\right) = \hat{J}_{п1}\left(\hat{\sigma}_{п1}^2 \middle| \rho_п\right)$ – по гіпотезі Н1.

Залежність оцінок інформаційних мір від вектору вибіркових значень $\left(\underline{X}\right)$ підкреслює, що ці оцінки отримані на основі прийнятої реалізації вектору спостережень.

Приймемо як інформаційну статистику для непараметричного варіанту перевірки гіпотези про наявність сигналу (Н1) проти гіпотези (Н0) статистику $y\left(\underline{X}\right)$ відношення умовних (по гіпотезах) оцінок інформаційних мір $\hat{J}_{п1}\left(\underline{X}\right)$ і $\hat{J}_{п0}\left(\underline{X}\right)$:

$$y\left(\underline{X}\right) = \frac{\hat{J}_{п1}\left(\hat{\sigma}_{п1}^2 \middle| \rho_п\right)}{\hat{J}_{п0}\left(\hat{\sigma}_{п0}^2 \middle| \rho_п\right)} = \frac{\hat{\sigma}_{п0}^2}{\hat{\sigma}_{п1}^2}. \qquad (9)$$

Рішення про справедливість гіпотези про наявність сигналу (Н1) прийматимемо, якщо $y\left(\underline{X}\right)$ перевищує поріг (П). У протилежному випадку приймається гіпотеза (Н0) – сигналу немає. Величину порогу (П) треба задавати виходячи з допустимого рівня хибних виявлень сигналу.

З урахуванням (7) і (8) вирішальне правило перевірки непараметричних гіпотез, що використовує введену нами інформаційну статистику $y\left(\underline{X}\right)$, прийме вид:

$$y\left(\underline{X}\right) = \frac{\sum_{i=1}^{N} x_i^2}{\sum_{i=1}^{N}\left(x_i - S_i\right)^2} > П. \qquad (10)$$

Отримане вирішальне правило (10), засноване на використанні умовних оцінок інформаційних мір, не вимагає знання виду закону розподілу завади і відноситься, як ми того і бажали, до класу непараметричних алгоритмів перевірки гіпотез про наявність сигналу.

У розглянутому випадку з методичних міркувань був вибраний варіант виявлення детермінованого сигналу, який з урахуванням дискретизації за часом був перетворений в дискретний аналог (вектор) $\underline{S}^{т} = \left\|S(t_1)...S(t_i)...S(t_N)\right\|$.

Безумовно, це ідеалізований варіант моделі сигналу. У реальних задачах таких повних апріорних даних про виявлений сигнал чекати не слідує.

Наближена до реальності модель сигналу повинна, як мінімум, враховувати амплітудні і фазові флуктуації [1; 2].

В той же час це важливий момент для розуміння місця і ролі введеної нами інформаційної статистики – відношення оцінних значень умовних (по гіпотезах) інформаційних заходів.

На користь несуперечності отриманого нами вирішального правила відомим результатам свідчить той факт, що для добре вивченого випадку виявлення детермінованого сигналу в гауссовому шумі невідомої інтенсивності введена нами інформаційна статистика в точності співпадає із статистикою відношення правдоподібності [1; 2]. Крім того, введена нами непараметрична статистика відношення інформативних заходів добре узгоджується із запропонованими Фишером ідеями дисперсійного аналізу [6].

Порівняльну оцінку ефективності (у сенсі умовної ймовірності хибної тривоги і вірного виявлення) отриманого нами непараметричного вирішального правила (10) проведемо для негауссової завади шляхом безпосереднього статистичного моделювання, використовуючи в якості альтернативного алгоритму ухвалення рішень відомий непараметричний знаковий алгоритм і оптимізований до закону розподілу завади (вважаючи його відомим) асимптотично-оптимальний алгоритм ухвалення рішень [1].

Для моделювання використовуємо модель детермінованого сигналу виду $S_i = b \cdot S_{oi}$, де $S_{o_i} = S_o(t_i)$ – відлік нормованої огинаючої сигналу в момент (t_i), причому $\sum_{i=1}^{N} S_{o_i}^2 = 1$, N – об'єм вибірки спостережень, b – амплітуда сигналу, при цьому енергія сигналу $E_c = \sum_{i=1}^{N} S_i^2 = b^2$ не залежить від об'єму вибірки (N). З урахуванням зроблених припущень структура непараметричного знакового вирішального правила має вигляд [1]:

$$y(\underline{X}) = \sum_{i=1}^{N} S_i \cdot S_{gп}(x_i) > П, \qquad (11)$$

де знакова функція:

$$S_{gп}(x_i) = \begin{cases} 1, & якщо\ x_i > 0; \\ -1, & якщо\ x_i < 0. \end{cases}$$

Асимптотично-оптимальний алгоритм виявлення детермінованого сигналу $S(t) = b \cdot S_o(t)$, $b > 0$

на фоні адитивної незалежної завади $\xi(t)$ з щільністю розподілу $w(x)$ може бути отриманий за методикою, викладеною в [1].

Відповідно до цієї методики асимптотично-оптимальний алгоритм виявлення детермінованого сигналу на фоні адитивної незалежної завади з щільністю розподілу $w(x)$ з урахуванням дискретизації спостережень за часом матиме вигляд:

$$y(\underline{X}) = \sum_{i=1}^{N} S_i f(x_i) > \Pi , \qquad (12)$$

$$f(x) = -\frac{\partial\left[\ln w(x)\right]}{\partial x} . \qquad (13)$$

Моделювання проведемо стосовно полігауссової моделі щільності розподілу завади $w(x)$ виду:

$$w(x) = \sum_{l=1}^{L} P_l \cdot \gamma_l(x) , \qquad (14)$$

де:

$$\gamma_l = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_l} \exp\left\{-\frac{1}{2}\frac{(x-a_l)^2}{\sigma_l^2}\right\} ,$$

$$\sum_{l=1}^{L} P_l = 1 .$$

Не важко показати, що математичне сподівання ($m_п$) і дисперсія ($\sigma_п^2$) завади з полігауссовою щільністю ймовірності (14) визначаються виразами:

$$m_п = \sum_{l=1}^{L} P_l \cdot a_l , \qquad (15)$$

$$\sigma_п^2 = \sum_{l=1}^{L} P_l \cdot \left(\sigma_l^2 + a_l^2\right) - m_п^2 . \qquad (16)$$

Без втрати спільності обмежимося центрованим варіантом моделі завади (14), коли:

$$m_п = \sum_{l=1}^{L} P_l \cdot a_l \equiv 0 .$$

Оцінка показників якості виявлення (у сенсі ймовірності вірного виявлення (D) і хибної тривоги (F)) проводилася для 2-х компонентної і 3-х компонентної полігауссової завади, а саме:

– 2-х компонентної завади з параметрами: L=2, $a_1 = a$, $a_2 = -a$, $\sigma_1 = \sigma_2 = \sigma$, $P_1 = P_2 = 0,5$;

– 3-х компонентної завади з параметрами: L=3, $a_1 = m$, $a_2 = 0$, $a_3 = -m$, $\sigma_1 = \sigma_2 = \sigma_3 = \sigma$, $P_1 = P_2 = P_3 = \frac{1}{3}$. Параметри a , m , σ вибрані так, щоб $m_п = 0$ і $\sigma_п^2 = \text{const}$. Гістограми щільності ймовірності цих двокомпонентної і трикомпонентної полігауссової завад приведені на рис. 1, 2 відповідно.

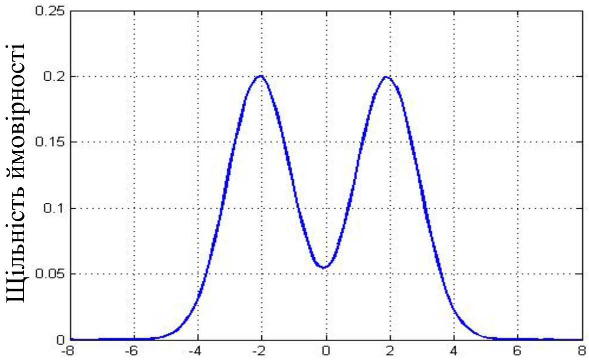

Рис. 1. Щільність розподілу ймовірностей двокомпонентної полігауссової завади

Амплітуда сигналу (b) при моделюванні задавалася так, щоб параметр виявлення [3]:

$$q^2 = \frac{E_c}{\sigma_п^2} = \frac{b^2}{\sigma_п^2}$$

набув фіксованих значень

$$q^2 = 0.1 ,$$

$$q^2 = 1 ,$$

$$q^2 = 10 .$$

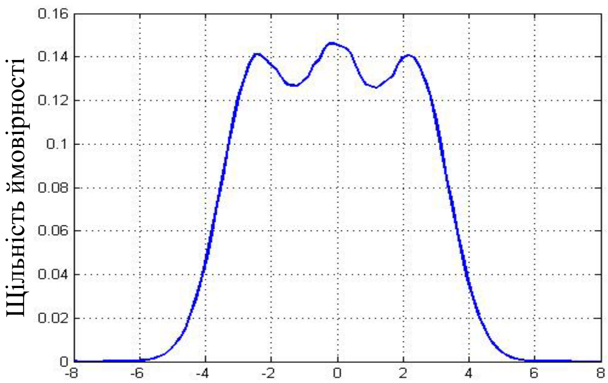

Рис. 2. Щільність розподілу ймовірностей трикомпонентної полігауссової завади

Для кожного з варіантів моделі завади і параметра виявлення оцінка $\hat{D}$ і $\hat{F}$ здійснювалася шляхом обробки по $M = 10^5$ незалежних реалізацій, в кожній з яких об'єм вибірки спостережень $N = 20$.

Результати моделювання для 2-х компонентної завади представлені на рис. 3–5, а для 3-х компонентної завади – на рис. 6–8.

На усіх цих рисунках під відповідними номерами представлені результати моделювання показників якості виявлення сигналу на фоні завад, відповідно, для алгоритму на основі інформаційної статистики (№1), для асимптотично-оптимального алгоритму (№2), для знакового алгоритму (№3).

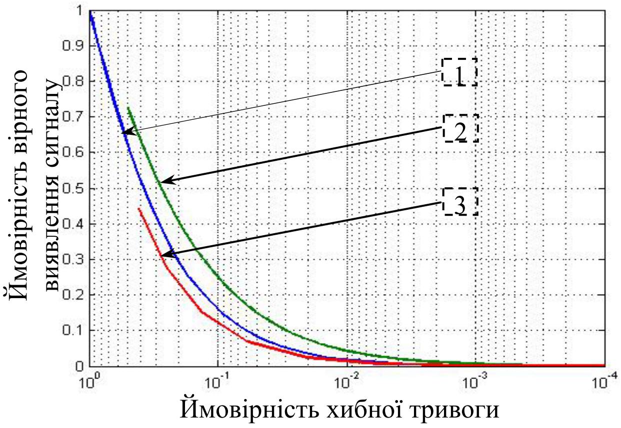

Рис. 3. Криві виявлення сигналу при q^2=0.1 для двокомпонентної завади

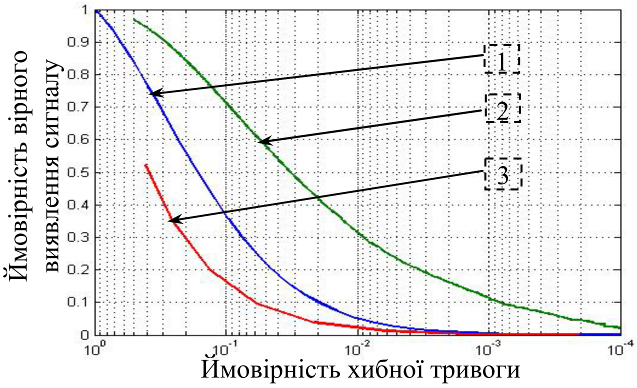

Рис. 4. Криві виявлення сигналу при q^2=1 для двокомпонентної завади

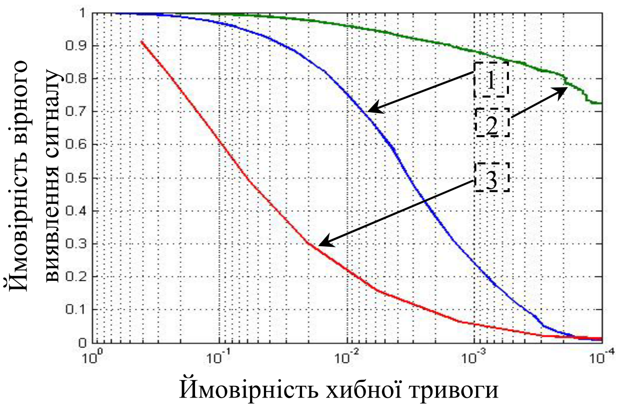

Рис. 5. Криві виявлення сигналу при q^2=10 для двокомпонентної завади

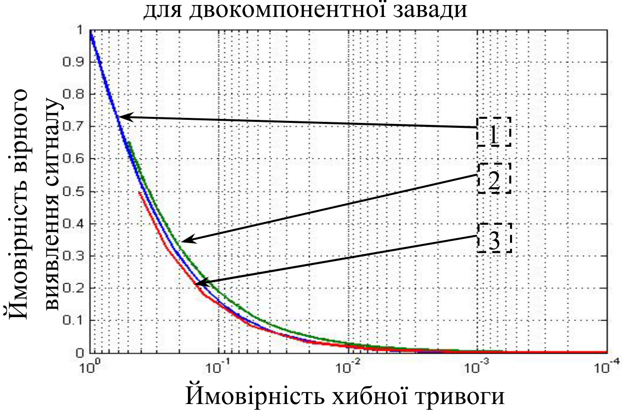

Рис. 6. Криві виявлення сигналу при q^2=0.1 для трикомпонентної завади

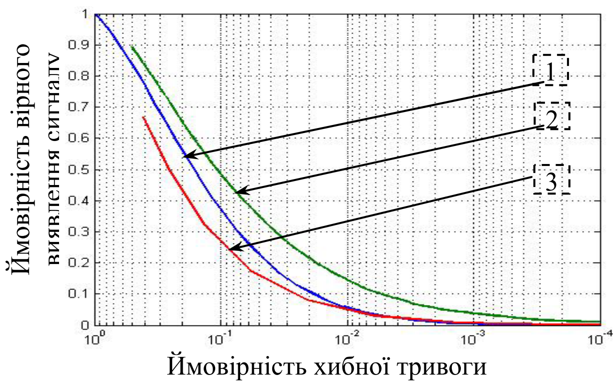

Рис. 7. Криві виявлення сигналу при q^2=1 для трикомпонентної завади

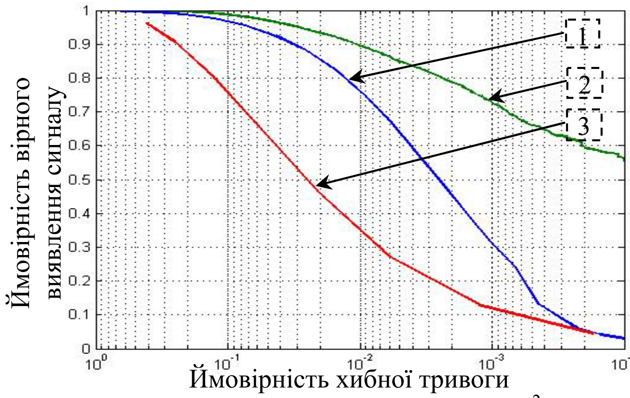

Рис. 8. Криві виявлення сигналу при q^2=10 для трикомпонентної завади

Висновки

Аналіз результатів моделювання дозволяє зробити наступні висновки.

1. Як і слід було чекати, найбільшу ефективність для усіх розглянутих моделей завади і значень параметра виявлення має асимптотично-оптимальний до цих моделей завади і корисного сигналу алгоритм (12).

2. Отриманий на основі інформаційної статистики непараметричний алгоритм (10) успішно конкурує з добре відомим непараметричним знаковим алгоритмом (11), що дає усі підстави вважати, що інформаційний підхід, що розвивається, до синтезу непараметричних вирішальних правил може бути дуже корисний і конструктивний.

На закінчення слід зазначити, що приведені результати не є усеосяжними і повними, хоча і дають уявлення про роль і місце (у сенсі ефективності) інформаційних методів і статистик в задачах синтезу непараметричних вирішальних правил.

Залишаються відкритими і підлягають подальшому дослідженню питання застосування інформаційних статистик при непараметричній апріорній невизначеності про закон розподілу завад за ситуації, коли сигнал, що виявляється, не є повністю відомим і коли разом з ухваленням рішень про виявлення такого сигналу необхідно ще і оцінювати його параметри.

Список літератури

1. Левин Б.Р. Теоретические основы статистической радиотехники / Б.Р. Левин. – М.: Советское радио, 1968. – 504 с.

2. Репин В.Г. Статистический синтез при априорной неопределенности и адаптация информационных систем / В.Г. Репин, Г.П. Тартаковский. – М.: Советское радио, 1977. – 432 с.

3. Ширман Я.Д. Радиоэлектронные системы: Основы построения и теория. Справочник / Я.Д. Ширман. – М.: Радиотехника, 2007. – 512 с.

4. Де Гроот М. Оптимальные статистические решения / М. Де Гроот. – М.: Мир, 1974. – 492 с.

5. Кульбак С. Теория информации и статистика / С.Кульбак; пер. с англ. под ред. А.Н.Колмогорова – М.: Наука, 1967. – 408 с.

6. Крамер Г. Математические методы статистики / Г.Крамер. – М.: Мир, 1975. – 648 с.

Надійшла до редколегії 8.11.2016

Рецензент: д-р техн. наук проф. В.М. Більчук, Харківський національний університет Повітряних Сил ім. І. Кожедуба, Харків.

ИНФОРМАЦИОННЫЕ СТАТИСТИКИ И ИХ ПРИМЕНЕНИЕ В ЗАДАЧАХ СИНТЕЗА РЕШАЮЩИХ ПРАВИЛ ОБНАРУЖЕНИЯ СИГНАЛА НА ФОНЕ ПОМЕХ В УСЛОВИЯХ НЕПАРАМЕТРИЧЕСКОЙ АПРИОРНОЙ НЕОПРЕДЕЛЕННОСТИ

В.П. Деденок, Д.В. Карлов, Г.В. Певцов, Ю.В. Резников

Проведен анализ традиционных методов решения задачи синтеза решающих правил проверки гипотез о наличии сигнала в выборке наблюдений при параметрической априорной неопределенности, показана ограниченность методов синтеза непараметрических алгоритмов проверки гипотез. На основе математического аппарата теории информации предложено решающее правило обнаружения сигнала на фоне помехи с неизвестным законом распределения с использованием введенной информационной статистики, методом статистического моделирования проведено тестирование предложенного непараметрического решающего правила.

Ключевые слова: *обнаружение сигнала на фоне помех, непараметрическая неопределенность, информационные меры, информация по Фишеру, информационные статистики, ошибки первого и второго рода.*

INFORMATIVE STATISTICIANS AND THEIR APPLICATION IN TASKS OF SYNTHESIS OF DECISION RULES OF FINDING OUT SIGNAL ON BACKGROUND OF HINDRANCES IN THE CONDITIONS OF A PRIORI NON-PARAMETRIC VAGUENESS

V.P. Dedenok, D.V. Karlov, G.V. Pevtsov, U.V. Reznikov

The analysis of traditional methods of decision of task of synthesis of decision rules of verification of hypotheses is conducted about the presence of signal in the selection of supervisions at a priori self-reactance vagueness, the limited nature of methods of synthesis of non-parametric test of hypotheses algorithms is shown. On the basis of mathematical method of information theory the decision rule of finding out a signal is offered on a background a hindrance with the unknown law of distribution with the use of the entered informative statistics, the method of statistical design is conduct testing of the offered non-parametric decision rule.

Keywords: *finding out a signal on a background hindrances, non-parametric vagueness, informative measures, information of Fisher, informative statisticians, errors of the first and second order.*